

**FAİZ ORANLARI OYNAKLIĞININ MODELLENMESİNDE
KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANSIN ROLÜ**

Suat AYDIN

Danışman

Doç. Dr. Kıvılcım Metin Özcan

Uzmanlık Yeterlilik Tezi

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası

Piyasalar Genel Müdürlüğü

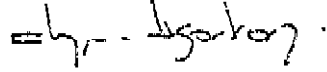
Ankara, Haziran 2004

TÜRKİYE CUMHURİYET MERKEZ BANKASI
UZMANLIK YETERLİLİK TEZİ TUTANAĞI

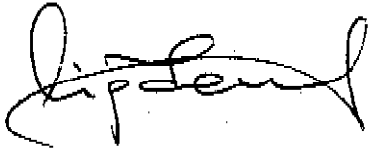
Piyasalar Genel Müdürlüğü Döviz ve Efektif Piyasaları Müdürlüğü Uzman Yardımcısı (12638) Suat Aydın'ın savunduğu "Faiz Oranları Oynaklığının Modellenmesinde Koşullu Değişen Varyansın Rolü" konulu yeterlilik tezini görüşmek üzere tez kurulumuz 18.06.2004 tarihinde toplanmıştır.

Kurulumuzca yeterlilik tezi değerlendirilmiş ve yapılan savunma sonucu da dikkate alınarak başarılı bulunmuştur.

Prof.Dr. Fatih ÖZATAY
Başkan Yardımcısı



(11411) Çiğdem KÖSE
Piyasalar Genel Müdürü Y.



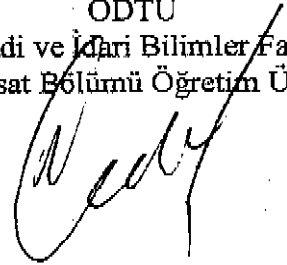
(11740) Emrah EKŞİ
Döviz ve Efektif Piyasaları Müdürü



Doç.Dr. Kıvılcım METİN ÖZCAN
Bilkent Üniversitesi
İktisadi, İdari ve Sosyal Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü Öğretim Üyesi



Doç.Dr. Nadir ÖCAL
ODTÜ
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü Öğretim Üyesi



ÖNSÖZ

Bu çalışmanın ortaya çıkmasında bir çok kişinin katkıları olmuştur. Öncelikle, hatalarımı çabucak bularak, başka hataların da doğmasını önleyen danışmanım Bilkent Üniversitesi İktisat Bölümü Öğretim Üyesi Doç. Dr. Kıvılcım Metin Özcan'ın eşsiz desteğine müteşekkirim. Hazırladıkları ortamlarla, çalıştığım konuların ülkem ekonomisi için önemli ve doğrudan etkili olduğunu anlamamı sağladıkları ve bana ufuk verdikleri için Piyasalar Genel Müdürü Akil Özçay ve Genel Müdür Yardımcıları Çiğdem Köse ve Ayşe Karayalçın'a da şükranlarımı sunarım. Benzer şekilde, finansın hikayesinden çok matematiğinin önemli olduğunu görmeme yardımcı olarak, yüksek lisans çalışmamı zaman serileri üzerine yoğunlaştırmama neden olmuş bulunan Açık Piyasa İşlemleri Müdürü Ali Çufadar'a da teşekkür ederim.

Hazırladığım bu tez, ekonometri ve finans konularında bilgi dağarcığıma yaptığı katkıdan başka, kapsamı nedeniyle kontrolünün zorluğu açısından çalışma disiplininin de gelişmesini sağlamıştır. Bu süreçte, bir çok taslağı okuyarak düzeltten, tezimin akıcılığını sağlamak üzere bir çok zaman yeniden yapılandıran ve hepsinden önemlisi 7 aylık süreç boyunca beni her zaman cesaretlendiren Döviz ve Efektif Piyasaları Müdürü Emrah Ekşi'ye müteşekkirim.

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın maddi katkısı olmasaydı, İngiltere Birmingham Üniversitesi, İktisat Bölümü'nde, Para, Banka ve Finans Yüksek Lisans'ı yapamayacak ve zaman serileri çalışamayacaktım. Bu nedenle, Bankamızın değerli yöneticilerine ve Birmingham'daki çalışmalarım esnasında, finansal zaman serilerine ilişkin bir çok problemi benimle çözerek konuyu kavramamı sağlayan Nicholas V.Vasilakos ile çalışmamda kullandığım ekonometri yazılımı *EViews*'dan başka *PCGive*'e de hakim olmamı sağlayan Joanna Kokores'e de teşekkürlerimi sunarım.

Son olarak çok özel şükranlarımı, bugünlere gelmemdeki eşsiz katkısı nedeniyle biricik annem Ayşe Aydın'a ve İngiltere'deki yüksek lisans çalışmamdan sonra 7 ay süren tez yazım sürecinde de desteğini bir an dahi olsun esirgemeyen hayat arkadaşım Esra Aydın'a gönderiyorum.

Bulunabilecek hatalar sadece bana aittir ve dileğim bunların esas değil eğlendirici olmasıdır.

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ.....	i
İÇİNDEKİLER.....	ii
TABLO LİSTESİ.....	vi
ŞEKİL LİSTESİ.....	vii
KISALTIMA LİSTESİ.....	viii
EK LİSTESİ.....	x
ÖZET	xi
ABSTRACT.....	xii
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

SERİNİN İSTATİSTİKİ ÇÖZÜMLEMESİ.....	6
1.1. Veri.....	6
1.2. Serinin İstatistikî Açısından Değerlendirilmesi.....	7

İKİNCİ BÖLÜM

DEĞİŞEN VARYANS GÖZARDI EDİLEREK OYNAKLIĞIN MODELENMESİ.....	15
2.1. Kuramsal Açıklama.....	15
2.1.1. Ardışık Bağlanımlı Koşullu Değişen Varyans Modellerini Gerektiren Sebepler.....	15
2.1.2. Değişen Varyansı Göz Ardı Eden Oynaklık Modelleri.....	18

2.1.2.1. Geçmiş Değerlerin Ortalaması.....	18
2.1.2.2. Fiyatlananı Kullanan Oynaklık Modelleri.....	19
2.1.2.3. Üstel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama Modelleri.....	20
2.1.2.4. Ardışık Bağımlı Oynaklık Modelleri.....	21
2.2. Değişen Varyansı Dikkate Almayan Yaklaşımlarla Modelleme Denemeleri.....	22
2.2.1. Geçmiş Değerlerin Ortalaması Yöntemiyle Oynaklığın Modellenmesi.....	23
2.2.2. Üstel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama Yöntemiyle Modelleme Denemesi.....	24

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

FİNANSAL ZAMAN SERİLERİNDE DURAĞANLIK SINAMASI.....	27
3.1. Finansal Zaman Serilerinde Ardışık Bağımlılık Tahlihi.....	27
3.2. Genel Eğilim ve Birim Kök Sınamaları.....	28
3.2.1. Dickey-Fuller Sınamaları.....	31
3.2.1.1. Basit Metot.....	31
3.2.1.2. Genişletilmiş Metot.....	33
3.2.2. Phillips-Perron Sınamaları.....	34
3.2.3. Birim Kök Süreci ve Sınamalarına İlişkin Bazı Yorumlar.....	34
3.2.4. Faiz Oranları Serisinde Birim Kökün ve Eğilimin Sınanması.....	37

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

DEĞİŞEN VARYANS SORUNUNUN BİRİM KÖK SINAMALARINA ETKİSİ.....	43
4.1. Hata Terimleri Ardışık Bağımlı Değişen Varyans İçeren ve Durağan Olmayan Ardışık Bağımlı Hareketli Ortalama Serileri.....	44
4.2. Faiz Oranlarının Durağanlığı Varsayımı.....	47
4.2.1. Durağanlık Varsayımı Altında Modelleme.....	47
4.2.2. Oynaklık Öngörülleri.....	50

BEŞİNCİ BÖLÜM

FAİZ ORANLARININ BİRİNCİ FARKININ MODELLENMESİ.....	54
5.1. Birim Kök Sorunu ve Serinin Birinci Farkı.....	54
5.2. Fark Serisinin İstatistikî Açısından Değerlendirilmesi.....	56
5.3. Faiz Oranlarının Birinci Farkını İnceleyen Modeller.....	62
5.3.1. Faiz Oranlarının Seviyesi ve Oynaklığı İlişkisi.....	62
5.3.2. Koşullu Varyansa Asıl Denklemde Yer Verilmesi.....	64
5.4. Faiz Oranlarının Birinci Farkını Modelleme Denemeleri.....	66
5.4.1. Faiz Oranlarının Seviyesi ve Birinci Farkın Oynaklığı.....	67
5.4.2. Risk Priminin Değişiminin Hesaplanmasına Riskin Doğrudan Dahil Edilmesi.....	69

ALTINCI BÖLÜM

ÇEŞİTLİ MODELLERDEN ELDE EDİLEN SONUÇLARIN KARŞILAŞTIRILMASI.....	72
6.1. Faiz Oranlarının Oynaklığı Modellerinin Karşılaştırılması.....	72

6.2. Faiz Oranlarının Birinci Farkının Oynaklığı Modellerinin Karşılaştırılması.....	75
---	----

YEDİNCİ BÖLÜM

SONUÇ ve DEĞERLENDİRME.....	80
KAYNAKÇA.....	84
EKLER.....	90

TABLO LİSTESİ

	<u>Sayfa No</u>
Tablo 1.1. Faiz Oranlarına İlişkin Bazı Örneklem İstatistikleri.....	8
Tablo 1.2. Faiz Oranları Q -İstatistikleri ve Ardışık Bağımlılık Fonksiyonları.....	12
Tablo 1.3. Faiz Oranlarının Kareleri İçin Hesaplanmış Q -İstatistikleri.....	13
Tablo 3.1. Tahmin Sonuçlarına İlişkin Bazı İstatistikler.....	28
Tablo 3.2. PP Sınamalarıyla Hesaplanan Değerler.....	41
Tablo 4.1. AB (1) Süreci İçin ABKDV-LÇ Sınama Sonuçları.....	47
Tablo 4.2. ABKDV Tahmin Sonuçları.....	48
Tablo 4.3. Hata Terimlerinin Karesi Serisinin Q -İstatistikleri.....	49
Tablo 5.1. Faiz Oranlarının Birinci Farkı Örneklem İstatistikleri.....	58
Tablo 5.2. Faiz Oranlarının Birinci Farkına Ait Q -İstatistikleri.....	60
Tablo 5.3. Faiz Oranlarının Birinci Farkının Karelerine Ait Q -İstatistikleri.....	61
Tablo 5.4. $(dr_t = c + e_t)$ İçin ABKDV-LÇ Sınama Sonuçları.....	61
Tablo 5.5. KABKDV (1,1) ve Türevi Modele İlişkin Tahminler.....	68
Tablo 5.6. Hata Terimlerinin Karesine İlişkin İstatistikler.....	68
Tablo 5.7. Hata Terimlerine İlişkin İstatistikler.....	69
Tablo 5.8. Çeşitli ABKDV-Ortalama Tahminleri.....	71
Tablo 6.1. Tahmin Edilen Koşullu Varyanslara İlişkin İstatistikler.....	78

ŞEKİL LİSTESİ

Sayfa No

Şekil 1.1. Aylık İskontolu DİBS İhraç Faiz Oranları.....	7
Şekil 1.2. Faiz Oranlarının Sabit Değer Üzerine Regresyonundan Elde Edilen Hata Terimlerinin Grafiği.....	8
Şekil 1.3. Mayıs 1985 – Nisan 1994 Faiz Oranlarının Dağılımının Normal Dağılımla Karşılaştırılması.....	11
Şekil 1.4. Mayıs 1985 – Ocak 1994 Faiz Oranlarının Dağılımının Normal Dağılımla Karşılaştırılması.....	11
Şekil 2.1. GDO Yöntemiyle Durağan Modelleme.....	23
Şekil 2.2. Ardışık Pencere Yöntemiyle GDO Denemesi.....	23
Şekil 2.3. Ardışık Pencere Yöntemiyle ÜAHO Denemesi.....	26
Şekil 4.1. KABKDV (1,1) Modeliyle Yapılan Varyans Öngörülleri.....	53
Şekil 4.2. EKABKDV (1,1) Modeliyle Yapılan Varyans Öngörülleri.....	53
Şekil 5.1. 12 Aylık İskontolu DİBS İhraç Faizleri Birinci Farkı.....	57
Şekil 5.2. Faiz Oranlarının Birinci Farkının Sabit Değer Üzerine Regresyonundan Elde Edilen Hata Terimlerinin Grafiği.....	57
Şekil 5.3. Mayıs 1985 – Nisan 1994 Faiz Oranlarının Birinci Farkının Dağılımının Normal Dağılımla Karşılaştırılması.....	59
Şekil 5.4. Mayıs 1985 – Ocak 1994 Faiz Oranlarının Birinci Farkının Dağılımının Normal Dağılımla Karşılaştırılması.....	59
Şekil 5.5. KABKDV (1,1) Modeliyle Yapılan Varyans Öngörülleri.....	69
Şekil 6.1. Haberlerin Etkisi.....	74
Şekil 6.2. GDO Yöntemiyle Üreyen Hata Terimleri.....	76
Şekil 6.3. KABKDV (1,1)'in Standartlaştırılmış Hata Terimleri.....	76
Şekil 6.4. KABKDV (1,1)'in Koşullu Varyanslarının Dağılımı.....	79

KISALTMALAR

AB	: Ardışık Bağlanım
ABF	: Ardışık Bağımlılık Fonksiyonu
ABHO	: Ardışık Bağlanımlı Hareketli Ortalama
ABKDV	: Ardışık Bağlanımlı Koşullu Değişen Varyans
ABKDV-O	: Ardışık Bağlanımlı Koşullu Değişen Varyans Ortalama
AFK	: Arbitraj Fiyatlama Kuramı
BABKDV	: Bileşen Ardışık Bağlanımlı Koşullu Değişen Varyans
DF	: Dickey-Fuller Sınaması
DİBS	: Devlet İç Borçlanma Senetleri
EABKDV	: Eşik Ardışık Bağlanımlı Koşullu Değişen Varyans
EYO	: En Yüksek Olabilirlik
GDF	: Genişletilmiş Dickey-Fuller
GDO	: Geçmiş Değerlerin Ortalaması
HO	: Hareketli Ortalama
KABF	: Kısmi Ardışık Bağımlılık Fonksiyonu
KABKDV	: Kapsamlı Ardışık Bağlanımlı Koşullu Değişen Varyans
KABKDVO	: Kapsamlı Ardışık Bağlanımlı Koşullu Değişen Varyans Ortalama
KKT	: Kalıntı Kareleri Toplamı
LB	: Ljung-Box
LÇ	: Lagrange Çarpanı
PP	: Phillips-Perron
SEK	: Sıradan En Küçük Kareler

SVFM : Sermaye Varlıklarını Fiyatlama Modeli
ÜABKDV : Üstel Ardışık Bağlanımlı Koşullu Değişen Varyans
ÜAHO : Üstel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama

EK LİSTESİ

	<u>Sayfa No</u>
1. Metinde Kullanılan Bazı Sözcüklerin İngilizce Yazındaki Karşılıkları.....	91
2. Metinde Aranması Olası Bazı İngilizce Sözcüklerin Türkçe Karşılıkları.....	93

ÖZET

Risk, finans teorisinin en önemli unsurlarından bir tanesidir. Riskin temel göstergesi olarak kabul edilen oynaklık, finansın en önemli alanlarından birini oluşturmakta ve bu nedenle finansal zaman serilerindeki oynaklığın modellenmesi ve tahmini, sadece akademisyenlerin değil finansal sektörde çalışanların da önemle üzerinde durduğu bir konu olmaktadır.

Finansal zaman serilerinde varyans neredeyse hiç bir zaman sabit olmamasına rağmen, geleneksel ekonometri yöntemleri varyansın sabit olduğu varsayımıyla çalışmaktadır. Bunun yerine önerilen bir yöntem Ardışık Bağımlı Koşullu Değişen Varyans Modelidir. Adından da anlaşılacağı üzere bu yöntem, varyansın sabit olduğu varsayımına ihtiyaç duymamaktadır. Modelin bir diğer özelliği de, bir çok diğer ardışık bağımlı zaman serisi modelleri gibi, öngörü yapmak için öngörülecek değer için geçmiş değerlerinden başka bir veriye ihtiyaç duymamasıdır. Bu özellik nedeniyle, araştırmacının bir çok değişken arasından öngörülecek değeri etkileyeni bulması ve bu etkinin sürekliliğini kontrol etmesi gerekmemektedir.

Finansal piyasalarda belirlenen en temel fiyat olmasına rağmen, faiz oranlarının ne seviye ne de oynaklığının dinamiği üzerine bir görüş birliğine varılamamıştır. Bu çalışmada, serinin dönemler arası bağımlılığı özelliğinden faydalanan bir model kullanılarak, DİBS ihraç faizlerinin oynaklığı modellenmektedir. Ardışık bağımlılıktan faydalanırken, önemle üzerinde durulması gereken bir konu olan serinin durağanlığı sınanmakla birlikte, durağanlığa karar verilmesini önleyen bir çok neden de ele alınmaktadır. Buna ilişkin, çalışmada yer verilen önemli bir iddia, değişen varyansın durağanlığın reddine neden olabileceğidir. Bu ihtimal sılandıktan sonra dahi faiz oranları serisinin durağan olmadığı reddedilemeyince, faiz oranlarının birinci farkı modellenilmekte ve Kapsamlı Ardışık Bağımlı Koşullu Değişen Varyans Modelinin, faiz oranlarının birinci farkının oynaklığının asıl deseninin tahmininde en uygun yöntem olduğuna karar verilmektedir.

Anahtar kelime: oynaklık

ABSTRACT

Risk is one of the most important issues for finance. Volatility, accepted as a meter for risk, constitutes one of the essential areas of finance and for this reason not only the academicians but also the bankers do deal with modelling and forecasting the volatility in financial time series.

Even though financial time series nearly never have constant variance conventional econometric methods assume that it is constant. One method proposed to solve this problem is the Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model. As it is easy to guess from its title, this model does not need the assumption of constant variance. Another important property of the model, similar to other autoregressive models, is that it does not need any data other than the previous realisations of the value that is to be forecasted. This property helps the researcher to avoid from trying to find the regressors and also from testing if they are statistically significant over time.

Despite being the most fundamental price determined in the financial markets, there is no consensus on dynamics of either the level or the volatility of interest rates. In this study, by using a model which benefits from the autoregressive property of the series, volatility of the risk free rate is modelled. Non stationarity is an important issue when one uses the autoregressive property of the series. Other than testing for non-stationarity, the reasons to fail to reject the null hypothesis of unit root are also discussed. A considerably new claim is that the heteroscedasticity in the series may cause to fail to reject the null hypothesis of unit root. Failing to reject null hypothesis of unit root even after testing for this claim, volatility of the first difference of the interest rates is modelled. The decision is that the Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedasticity is the best model to capture the pattern of the volatility of the first difference of the interest rates.

Key word: volatility

GİRİŞ

Risk, finans teorisinin en önemli unsurlarından bir tanesidir. Herhangi bir finansal varlığın değerlemesinde, ödemelerde muhtemel gecikme ve geri ödememe ihtimalleri de göz önünde bulundurulmaktadır. Finansal portföyler ise, beklenen getiriler ve bu getirilerin varyanslarına bağlı olarak oluşturulmaktadır. Dolayısıyla, her türlü finansal işlemde, işleme konu kıymetin gelecek dönem fiyatına ilişkin belirsizlik, fiyat fonksiyonunun en önemli unsurunu oluşturmaktadır. Bu belirsizliğin ölçülmesinde kullanılabilecek en uygun iki araç koşullu ve ortak varyans tahmincidir.

Finansal zaman serilerindeki oynaklığın modellenmesi ve tahmini, sadece akademisyenlerin değil, aynı zamanda finansal sektörde çalışanların da önemle üzerinde durduğu bir konudur. Bunun temel nedeni, riskin göstergesi olarak kabul edilen oynaklığın finansın en önemli alanlarından birini oluşturuyor olmasıdır. Getirilerin standart sapma ya da varyansı ile ölçülen oynaklık, ait olduğu finansal varlığın riskinin takribi ölçüsü olarak kabul edilmektedir. Riske maruz değer modellerinin birçoğu, finansal riski ölçmek için oynaklık katsayılarına ilişkin tahmin ya da öngörülere ihtiyaç duymaktadırlar (Brooks, 2002, s.441).

Sadece vadeli hisse senetleri işlemlerinde değil, vadeli döviz ya da vadeli tahvil işlemlerinin fiyatlamasında da faiz oranlarının oynaklığı büyük önem taşımaktadır (Hull, 2000, s.498-529). Nitekim, tahvil fiyatı sadece faizlerin düzeyi değil fakat faizlerin oynaklığının da bir fonksiyonudur. Yatırımcıların riske karşı yansız olduğu varsayımı, hesaplamalarda faiz oranlarının oynaklığının göz ardı edilmesine imkan sağlıyor olsa bile bu varsayım yanlış sonuçlara yol açmaktadır (Kwang, 1965). Vadeli işlem hangi varlık ya da oran üzerine yapılıyor olursa olsun risksiz oranın oynaklığının hesaba katılması zorunludur.

Vadeli işlem piyasaları konunun öneminin en üst düzeye çıktığı finansal ortamlardır. Örnek olarak, bir vadeli döviz işleminde asıl alınıp

satılan, üstüne sözleşme yazılan para birimleri değil, bu para birimlerinin ihraççısı olan ülkelerin faiz oranlarına ilişkin beklentilerdir. Ülkelerden birinin faiz oranlarının daha oynak olması, o ülkenin faiz oranları ve dolayısıyla parasının değerine ilişkin belirsizliğin yüksek olması anlamına gelmektedir. Bu nedenle, bu riski satın alması beklenen tarafın talep ettiği prim de daha fazla olacaktır. Finansal değerlendirme açısından en önemli unsur faiz oranlarının oynaklığı olduğundan, oynaklığın sağlıklı hesaplanmasının önemi büyüktür. Beklenen oynaklığın, geçmiş oynaklıklarının ortalaması yoluyla hesaplanması doğru değildir. Geçmiş değerlerin ortalamasına göre oluşturulan bir beklenti rasyonel olduğu söylenemez, zira riskin sabit olduğunun kabulünün kendisi irrasyoneldir. Risk zaman içinde değişebildiğinden farklı zamanın riskinin de farklı olabileceği gerçeği hesaplamalarda ihmal edilmemelidir. Aksi takdirde finansal varlıklara ilişkin değerlendirmeler yanlış olacak ve piyasada etkinlik zorlaşacaktır.

Finansal varlıklardan oluşan portföyler, getirilerinin beklenen değeri ve varyanslarının fonksiyonu olarak tutulmaktadır. Kıymetin talebindeki bir değişim, getirisinin beklenen değeri ya da varyansındaki bir değişimle birebir ilişkilidir. Maalesef, geleneksel ekonometri metodlarının temel varsayımlarından bir tanesi varyansın zaman içinde sabit olduğudur. Birçok iktisadi zaman serisinde hem durgun hem de oynak dönemlerin yer aldığı bilinirken, Engle ve Bollerslev (1986)'in de ifade ettiği üzere, geleneksel ekonometri metodlarının sabit varyans varsayımı zaman serileri açısından büyük bir eksiklik ve önemli bir sorun teşkil etmektedir. Finansal serilerde gerçekleşen varyans bir çok zaman ortalama varyansın çok uzakta olabilmektedir. Kıymetin elde tutulma süresi kısaltıldıkça ya da yenisinin ihraç edilme sıklığı arttıkça koşulsuz varyansın önemi sifıra giderken, buna bağlı olarak yapılacak hesaplamaların yanlış olma ihtimali sonsuza gitmektedir.

Bu durumda yapılabilecek bir öneri, varyansın dışsal bir değişken yardımıyla tahminidir. t döneminde gözlenebilen ve oynaklığı açıklayabilen bağımsız bir değişken (x_t) yardımıyla bağımlı değişken (r_t)'nin bir dönem sonrasının varyansı, x_t 'nin değerine bağlı olarak tahmin edilebilecektir;

$$\text{var}(r_{t+1} | x_t) = x_t^2 \sigma^2 .$$

Buna göre, (x_t) 'nin birbirini izleyen değerleri pozitif bağımlılık sergiledikleri sürece, r_t 'nin koşullu varyans¹ dizisi de pozitif bağımlılık sergileyecektir. Başka bir deyişle, büyük bir x_t değeri yine büyük bir x_{t+1} tarafından takip edildiği sürece, t döneminde yüksek oynaklığa sahip olan r_t , $t+1$ döneminde de bu özelliğini sürdürecektir.

Bu yöntem, varyansın zaman içinde değişimini açıklamak üzere bir ya da daha fazla dışsal değişkeni gerektirmektedir. Finansal varlıkların oynaklığının nedenleri ne elle sayılabilecek kadar az, ne de kolaylıkla tespit edilebilecek kadar belirgindir. Göz önünde bulundurulması gereken etken sayısı çok fazla olmaktan başka, herhangi bir etken bu dönem için geçerli iken sonraki bir çok dönem için geçersiz olabilmekte fakat daha sonra tekrar önemli hale gelebilmektedir. Dolayısıyla bir neden bulunabilse dahi bunun sürekliliği kesin değildir. Bu nedendir ki Engle (1982, s. 988-989), varyanstaki değişimlerin dışsal bir değişken kullanılarak modellenmesini doğru bulmamakta, koşullu ortalama ile koşullu varyansın zaman içinde birlikte değiştiği varsayımıyla yapılan modellemelere itiraz etmektedir.

Bundan başka, modellenilen getiri ya da faiz oranlarının dağılımı normal dağılımdan² anlamlı bir düzeyde farklı olduğu müddetçe, geleneksel otokorelasyon tahminçileri anlamlı olmamaktadır. Katsayılar sürecin geçmiş değerlerine bağlı olduğunda, gerçekçi olmayan ardışık bağımsızlık varsayımının neden olduğu sorunlar daha da artmaktadır. Dönemler arası bağımsız faiz oranları varsayımı sakıncalıdır. Bu nedenle, oynaklığın nedenini bulmaya çalışmak yerine, serilerin kendi özellikleri kullanılarak, yine aynı serinin oynaklığının modellenilmesi daha mantıklı bir yaklaşım olmaktadır.

Ekonometri, kullanılan serinin istatistiki özelliklerinin bilinmesini gerektirmektedir. Modellemeye geçmeden önce bu yönde yapılacak bir

$$^1 \sigma_t^2 = \text{var}(r_{t+1}|x_t) = E\left[\left(r_{t+1} - E(r_{t+1}|x_t)\right)^2|x_t\right]$$

² Ortalama ve standart sapması belirlenmiş bir Gaussgil dağılım. Herhangi bir n ve kabul edilebilir bir t_1, t_2, \dots, t_n altkümesi için $\{r_{t_1}, r_{t_2}, \dots, r_{t_n}\}$ 'nin ortak olasılık dağılımı normal ise $\{r_t\}$ Gaussgil bir süreç olarak adlandırılmaktadır (Priestly, 1981, s.113).

çözümlemeyle serinin deseni³ hakkında fikir sahibi olunabilecek, tasarlanan modelin uygun olup olmayacağı hususunda yargıya varılabilecektir. Bu çözümleme, çalışmanın sonunda yapılacak yorumlamaları da daha tutarlı hale getirebilecektir. Bu nedenle, çalışmamızın ikinci bölümünde bu serinin seçilme nedenine değinilmekten başka, seçilen seri incelenmekte ve istatistiki açıdan çözümlenmektedir.

Varsayımlar doğru olduğu müddetçe, dönemler arası bağımlılık, öngörü için faydalanılabilir bir özelliktir. Oynaklığın iyi öngörülmesi, cari fiyatlarla beklenen risk arasındaki herhangi bir ilişkinin açığa çıkarılmasında kullanılabilecektir. Oynaklığın öngörülebilmesi ancak değişen varyansın dikkate alınmasıyla mümkün olacaktır. Son günlerde, bu gerçeğin üzerinde daha belirgin şekilde duruluyor olmasına rağmen, finansal piyasalar açısından büyük önem arz eden oynaklığın modellenmesinde değişen varyans özelliğini dikkate almayan modellerin halen kullanıldığı da bir gerçektir. Bu nedenle, çalışmamızın ikinci bölümünde, önce bu öneri ve uygulamalar kuramsal olarak ele alınmakta ve ardından, değişen varyans özelliğini dikkate almayan iki yöntemle yapılan modellemelere yer verilmektedir.

Finansal piyasalarda belirlenen en temel fiyat olmasına rağmen, faiz oranlarının ne seviye ne de oynaklığının dinamiği üzerine bir görüş birliğine varılabiliştir. Faizlerin dinamiğinin, daha da önemlisi riski gösteren oynaklığının zaman içinde gelişiminin modellenebilmesi için öncelikle faiz oranlarının ve bu oranlardaki değişmelerin kendi geçmiş değerlerinden bağımsız olup olmadığının kontrol edilmesi gerekmektedir. Ne yazık ki, faiz oranlarının kendi geçmiş değerlerinden bağımsız olmadığından başka, durağan olmadıklarının da görülmesi kuvvetle muhtemeldir. Konu, faiz oranlarının modellenmesi olduğu sürece birim kök sorunundan uzak durabilmek mümkün değildir. Sözü edilen sorunun ve sonuçlarının irdelenmesinden başka sınınanmasında önerilen yöntemler ve bu yöntemlerin zayıflıkları ile dikkat edilmesi gereken hususlar üçüncü bölümde ele

³ Serinin kendisinden başka, kurulan modellerin tahmin ettiği değerlerin birleştirilmesiyle çizilecek olan şekillere göz atılacak olduğunda, kolaylıkla görülecektir ki, yalnızca gerçek değerler değil aynı zamanda bu değerlerin oluşturduğu şekillerin de doğru ya da eğri olarak ifade edilmesi yeterli değildir. Bu nedenle desen kelimesinin kullanılması uygun bulunmuştur. Çalışmanın kalanında karşılaşılabilecek olan asıl desen ifadesi, serinin deseni anlamına gelmektedir. Bu çalışmada amaçlanan da, asıl deseni en iyi taklit eden çözümlemenin ortaya çıkarılmasıdır.

alınmaktadır. Bu bölümde yapılan bir çok sınımadan sonra birim kök sıfır önsavı (H_0)'nın reddinin mümkün olmadığı görülmektedir.

Finansal zaman serilerine ilişkin modellemelerde önemle üzerinde durulması gereken bir diğer husus da, değişen varyans gerçeği dikkate alınmadan yapılan tahminlerin, diğer birçok sorundan başka, seri durağan olmasına rağmen birim kök sınamalarında sıfır önsavının reddedilememesine de neden olabildiğidir. Dördüncü bölümde bu konu ele alınmakta ve faiz oranları serisinin birim kök sorunu içerir görünmesinin nedeninin değişen varyans olup olmadığı sınanmakta fakat değişen varyans dikkate alınarak yapılan modelin de birim kök sıfır önsavının reddini sağlayamadığı görülmektedir.

Beşinci bölümde serinin farkı alınmakta ve böylelikle birim kök sorunundan kurtulunmakta ve Ardışık Bağımlı Koşullu Değişen Varyans modelleri denenmektedir.

Altıncı bölümde ise dördüncü ve beşinci bölümlerden başka, ikinci bölümde de yapılan modellemeler mukayese edilerek tartışılmakta ve yedinci bölümde tavsiyelerle çalışmaya son verilmektedir.

BİRİNCİ BÖLÜM

SERİNİN İSTATİSTİKİ ÇÖZÜMLEMESİ

1.1. Veri

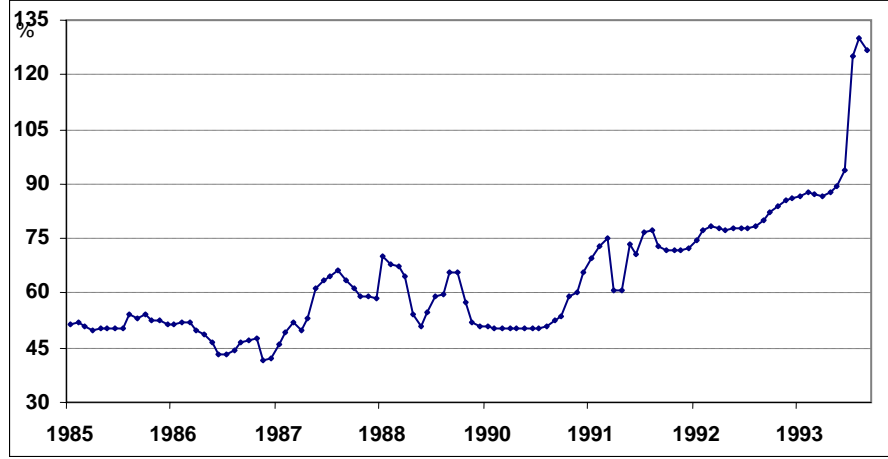
Türk ekonomisinin risk düzeyinin ölçülmesinde en uygun gösterge olabileceği düşünüldüğünden çalışmada, 12 aylık iskontolu Devlet İç Borçlanma Senetleri (DİBS)'nin ihalelerinde oluşan oranlar kullanılmaktadır. Böylelikle, kupon ödemeleri nedeniyle oluşacak hesaplamaları göz önünde bulundurmanız da gerekmemektedir. Daha da önemlisi, DİBS'lerin ortalama vadesi 1985 yılından 2003'e kadar 202'lik bir standart sapmayla da olsa 275 gün olduğundan, bu vade Türkiye iç borç yapısı için uygun bir gösterge olarak kabul edilebilecektir.

Mayıs 1985'ten Temmuz 2003'e kadar ihale verileri, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası sitesinden elde edilmiştir. Ancak, ihaleler her dönem için düzenli olarak gerçekleştirilmediğinden, vade ya da ortalama geri ödeme süresi açısından homojen bir zaman serisi oluşturmak mümkün olmamıştır. 219 aylık sürenin 61 ayında 12 ay vadeli ihale bulunmamaktadır. Ayrıca, noksan verilerin zaman içinde dağılımı da normal değildir⁴.

Sık görülen diğer vadeler ise 6 ve 3 aydır. Bu durum, iki adet regresyon yardımıyla 12 ayın, 6 ve 3 ay üzerine fazla tutmanın getirisinin hesaplanmasını ve 12 aylık seride eksik dönemlerin bulunan değerlerle ikamesi yoluna gidilmesini akla getirebilir. Ne var ki, 219 gözlemden oluşan bir örneklem kümesinde 61 gözlemin tahmin edilmiş değerler olması, bu veriler yardımıyla oluşturulacak modelin güvenilirliğini önemli ölçüde azaltacaktır.

⁴ Finansal krizler sonrasında borçlanma vadesi kısaldığından, 12 aylık ihalelerin olmadığı aylar bu dönemlerde yoğunlaşmaktadır.

Yukarıda bahsi geçen zorluklar nedeniyle oynaklığın modellenmesinde kullanılacak olan Hazine ihaleleri faiz oranları serisi, sözü edilen sorunlardan bağımsız olan, Mayıs 1985'ten Nisan 1994'e kadar olan süreyi kapsayacak şekilde oluşturulmuştur (Şekil 1,1).



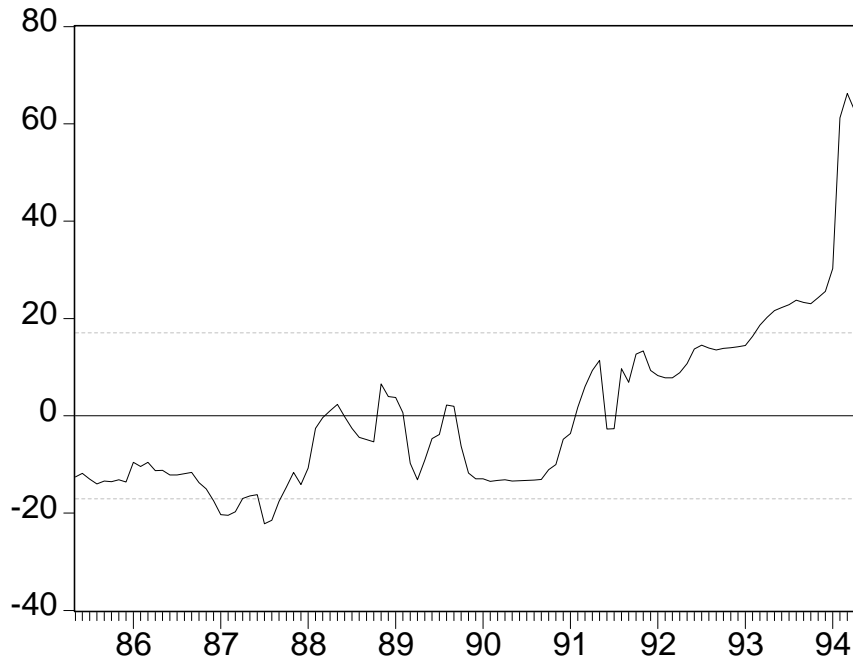
Şekil 1.1. 12 Aylık İskontolu DİBS İhraç Faiz Oranları

1.2. Serinin İstatistikî Açısından Değerlendirilmesi

Bu kısımda, borçlanma faiz oranlarını zaman serileri ve dağılımsal özellikleri açısından inceleyeceğiz.

Örneklem kümesinde sapan değerlerin varlığı, modeli yanlış hale getiren hatalı tahminlere neden olabilecek gözlemler mevcut ise bu gözlemlerin açığa çıkarılmasını sağlayacaktır. Öyle ki, bu gözlemlerin bulunması ilave çalışmaları gerekli kılacaktır. Bununla birlikte Greene (1997:444), istatistikî denemelere dayanarak kimi gözlemlerin örneklemden çıkarılmasının, araştırmanın bütününe etkileyebilecek sorunlara yol açabileceğini ifade etmektedir. Bu nedenle, bazı gözlemlerin örneklem dışı bırakılması kararı verilmeden önce yeterince sına yapıldığına emin olunmalıdır.

Faiz oranlarının bir sabit üzerine regresyonundan elde edilen kalıntıların grafiğini veren (1.2) numaralı şekil, bu kalıntıların bir standart sapma aralığını da göstermektedir. 1994 yılına ait tüm gözlemlerin dışa düşen oldukları net olarak görülmektedir. Diğerleri sıfırdan bir ya da iki standart sapma uzaklığa düşerken, 1994 yılına ait kalıntıların tamamı üç standart sapmadan dahi daha uzakta yer almaktadır.



Şekil 1.2. Faiz Oranlarının Sabit Değer Üzerine Regresyonundan Elde Edilen Hata Terimlerinin Grafiği

TABLO 1.1. FAİZ ORANLARINA İLİŞKİN BAZI ÖRNEKLEM İSTATİSTİKLERİ

İstatistik	05.1985-04.1994	05.1985-01.1994
Ortalama	63.750	61.937
Standart Sapma	17.051	13.401
Çarpıklık	1.523	0.55445
Kurtosis	6.1716	2.1148
En yüksek	129.99	94.000
En düşük	41.521	41.521
Ortanca	59.196	58.930
Jarque-Bera	87.044	8.8080
P	0.00000	0.01223

(1.1) numaralı tabloyu yorumlamadan önce, bu tabloda yer alan iki istatistikten bahsetmek gerekmektedir, kurtosis ve Jarque-Bera. Avrupa Birliği'nin sitesinde (<http://europa.eu.int/index>) leptokurtosis'e karşılık olarak çok basıklık, platykurtosis'e karşılık olarak az basıklık, kurtosis'e karşılık olarak ise basıklık sözcükleri önerilmekte ise de Brooks (2002, s.437), leptokurtosisi, finansal varlıkların getirilerinin dağılımlarının kalın kuyruk ve ortada aşırı sivrilik özelliği sergileme eğilimi olarak tanımlamaktadır. Bundan

başka, Hamilton (1994, s.746) ise kurtosisten bahsederken, varyansı aynı olmakla birlikte, kurtosisi 3'ten büyük hesaplanan bir dağılımın Gaussian dağılımdan daha geniş kuyruklara sahip olacağını ifade etmektedir. *Eviews*'da ise, kurtosisin serinin basıklık ya da sivriliğinin ölçüsü olduğu ifade edilmektedir. Kurtosisin her bir gözlemin ortalamadan sapmasının karesinin alınıp, bunların toplamının dördüncü üstünün toplam gözlem sayısına bölünmesi ve bulunan değer de varyansın karesine bölünmesi yoluyla hesaplandığını (1.1) göz önünde bulundurarak, Brooks ve *Eviews*'un tanımını daha doğru bulmakla birlikte, fahiş bir hata yapmamak için kurtosise Türkçe bir karşılık vermemeyi tercih ediyoruz.

$$K = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{r_i - \bar{r}}{\hat{\sigma}} \right)^4 \quad (1.1)$$

Kurtosise ilişkin açık ve bizim çalışmamız açısından önemli olan husus, kurtosis ölçüsü 3'e hangi yönden yaklaşırsa yaklaşsın dağılım normalleşmektedir. Çalışmanın kalanında kurtosise ilişkin yapılacak yorumlarda, yukarıda verilen açıklamaların da göz önünde bulundurulmasında büyük fayda görüyoruz.

Kurtosisten başka, Jarque-Bera istatistiği de serilerin normal dağılıp dağılmadığını sınamakta fakat bunun için çarpıklık ve kurtosis ölçülerinden yararlanmaktadır. Kullanılan formül (1.2)'de verilmektedir;

$$JB = \frac{N-k}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2 \right) \quad (1.2)$$

Burada S çarpıklık, K kurtosis ölçüsü, k ise seriyi oluşturmak için kullanılan tahmin edilmiş katsayıların sayısıdır. Normal dağılım sıfır önsavı altında Jarque-Bera istatistiği 2 serbestlik derecesiyle χ^2 biçiminde dağılmaktadır. Normal bir dağılım için çarpıklık sıfır, basıklık 3 olduğundan $(K-3)$ aşırı basıklığı göstermektedir.

Bu iki istatistiğe değindikten sonra (1.1) numaralı tabloyu ele almak gerekirse, tabloda sunulduğu üzere, son üç gözlem örneklem dışı bırakıldığında 1.523'ten 0.554'e düşen çarpıklık, sağ kuyruğun önemli ölçüde kısaldığına işaret etmektedir. Üçten küçük kurtosis ise sivriliğin de yok

olduđuna işaret etmektedir. Jarque-Bera istatistiđine ilişkin gözlenen deđerın kabul bölgesinde olması olasılıđını veren P deđeri tüm örneklem için 0.00 iken sınırlanmış örneklem için 0.01'dir.

Son üç gözlem dışlandıđında dahi normallik sınaması başarısız olmuştur. Son üç gözlem dışlansa da, dışlanmasa da dağılım normalleşmemektedir. Kuantayllerin⁵ içbükeyliđi de (şekil 1.3 ve 1.4) yukarıdaki sağa çarpıklık iddialarını desteklemektedir. Diyebiliriz ki, gözlemlerin çođu ortalamanın altında olmasına rağmen, ortalamadan yukarı doğru sapan bir kaç gözlem ortalama deđerın yüksek oluşmasına neden olmaktadır. Gerçekten de, (1.1) numaralı şekilden de görülebileceđi üzere, faiz oranları 1991 Ağustos'una kadar % 45 ila % 75 arasında dalgalanırken, bu tarihten sonra aşamalı olarak % 90'a kadar yükselmiş ve 94 krizinin hemen öncesinde % 120'nin dahi üzerine çıkmıştır. Sözü edilen oranlarda olan bu son üç gözlemin çıkarılmasıyla içbükeylik azalmaktadır ki bu sağa çarpıklıđın da azaldıđına işaret etmektedir.

12 aylık gecikme de dahil olmak üzere Ljung-Box Q -istatistikleri⁶ Mayıs 1985 - Ocak 1994 dönemi için hesaplanarak bir kısmı, ardışık bağımlılık fonksiyonu (ABF) ve kısmi ardışık bağımlılık fonksiyonu (KABF) katsayılarıyla birlikte (1.2) numaralı tabloda sunulmuştur⁷. Tam beyaz gürültü sıfır önsavı bütün durumlarda reddedilmiştir⁸. Bir diđer ifadeyle, ortalaması sıfır, varyansı sabit, ardışık bağımlı olmayan olasılıklı hata terimleri kümesi elde etmek mümkün olmamıştır. Dolayısıyla diyebiliriz ki, Barassi ve diđerlerince (2001) de ifade edildiđi üzere, faiz oranları bağımsız deđişimler

⁵ Bu grafik Cleveland (1994) tarafından geliştirilen güçlü bir araçtır. Hesaplamasını ve çizimini *E-views* kullanarak yapmak mümkündür. Burada, son üç gözlemden arındırılmış ve arındırılmamış olmak üzere her iki örneklemin dağılımı normal dağılıma karşı sınanmıştır. Sınanan örneklem normal dağılıma sahip olsa idi bir doğru elde edecektik. Doğrudan uzaklaştıkça normal dağılımdan da uzaklaşmaktadır. Bu kelimenin İngilizce yazılışı *Quantile* biçimindedir. Çalışmada, okunduđu gibi yazılması tercih edilmiştir.

⁶ k gecikmeli Q istatistiđi, k da dahil olmak üzere tüm gecikmelerde ardışık bağımlılık olmadığı sıfır önsavını

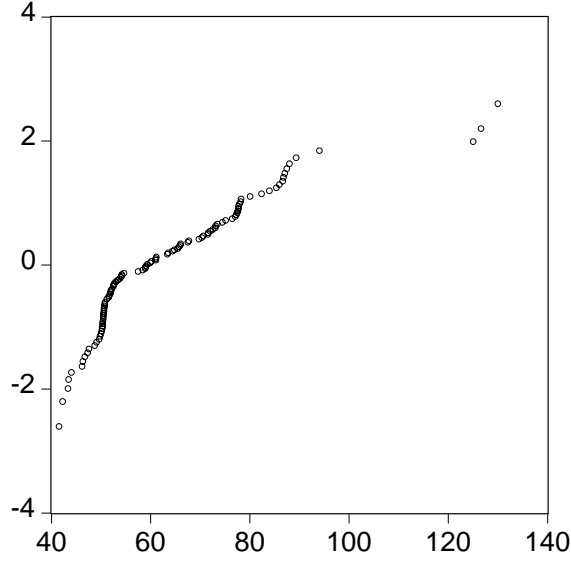
sınayan bir istatistiktir. Şu şekilde hesaplanır; $Q_{LB} = T(T + 2) \sum_{j=1}^k \frac{r_j^2}{T - j}$. Burada r_j , j . ardışık

bağımlılıđı verirken, T gözlem sayısıdır. Bu istatistik Box-Pierce (1970) istatistiđinin $(T + 2)$ eklenmiş halidir. Box-Pierce istatistiđi, gözlem sayısının düşük olduđu durumlarda hatalı kararlara sebep oluyordu. Ljung ve Box bunu önleyebilmek amacıyla $T + 2$ 'yi ilave ettiler. Örneklem sayısı sonsuza yaklaştıkça, $T + 2$ ve Ljung-Box istatistiđindeki $T - j$ terimlerinin birbirini götürüleceđi gözden kaçırılmamalıdır.

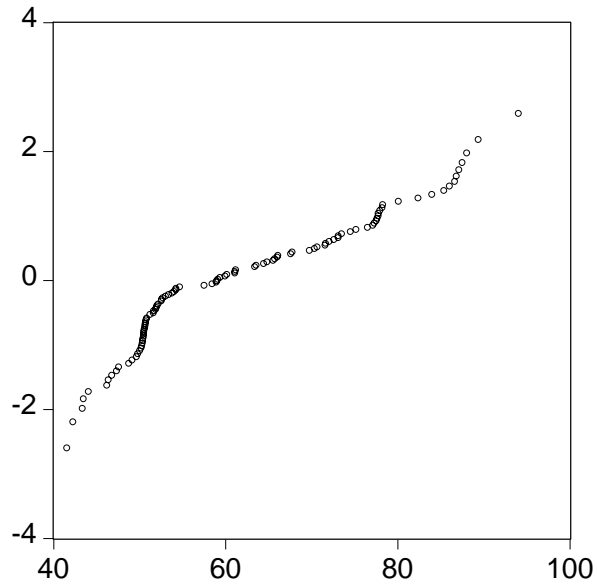
⁷ Gujarati (1999:716) gecikme uzunluđunun örneklemin üçte birinden daha büyük olmasının gereksiz olduđunu düşünmektedir. Biz de aylık veri kullandıđımız için 12 gecikmenin yeterli olacađını düşündük.

⁸ Çalışmanın tamamında, hesaplanan istatistiđin yanında yer alan yıldız işareti (*), bulunan deđerın red bölgesinde olduđuna işaret etmektedir.

sonucu oluşmamaktadır. s , s dönem sonrayı ifade etmek üzere, r_{t+s} ve r_t istatistiki açıdan bağımsız olmamakla birlikte, süreç beyaz gürültü de tam rassal da değildir⁹.



Şekil 1.3. Mayıs 1985 - Nisan 1994 Faiz Oranlarının Dağılımının Normal Dağılımla Karşılaştırılması



Şekil 1.4. Mayıs 1985 - Ocak 1994 Faiz Oranlarının Dağılımının Normal Dağılımla Karşılaştırılması

⁹ $\{r_t\}$ süreci bağımsız olmayan rassal değişkenler dizisinden oluşuyorsa, ki bu $s = t$ dışında tüm s ve t 'ler için $\text{COV}(r_s, r_t) = 0$ anlamına gelir, tam rassal süreç olarak adlandırılır. Fakat, sıfır ardışık bağımlılık bulunmuş olsaydı dahi, bu kendiliğinden r_{t+s} 'in olasılık dağılımının r_t 'nin gerçekleşmiş değerlerinden bağımsız olduğu anlamına gelmeyecekti, süreç Gaussyen değilse. $\{r_t\}$ 'nin koşulsuz dağılımı aynı olsa dahi bu doğrudur (Priestly, 1981: 114-116).

TABLO 1.2. FAİZ ORANLARI Q -İSTATİSTİKLERİ ve ARDIŞIK BAĞIMLILIK FONKSİYONLARI

Gecikme	İstatistik	ABF	KABF
1	94.65*	0.936	0.936
4	314.86*	0.762	0.004
9	568.17*	0.581	-0.068
12	647.44*	0.419	0.035

Finansal ve makro-iktisadi serilere ilişkin çözümlerlerde karşılaşılabilecek sorunlar ve dolayısıyla üzerinde durulması gereken konular birbirinden farklı olmasına rağmen her iki tür çözümler de temelde aynı yöntemlerden faydalanmaktadır. Bununla birlikte, kullanılan seri finansal ise, bu seriye özgü sorunlar üzerinde önemle durmak gerekmektedir. Daha önceleri en temel sorun finansal serileri oluşturan gözlem sayılarının çok fazla olmasıyken, bilgisayar teknolojisi ve yazılımlardaki gelişme bu sorunu çözmüştür. Bu nedenle artık finansal serilere özgü temel sorun serideki eğilim ya da desenin açığa çıkarılmasının zorluğudur.

Yukarıda, bizim kullandığımız seride de görüldüğü üzere, finansal seriler, geleneksel ekonometri metotlarında varsayılanın aksine, neredeyse hiç bir zaman normal dağılmamaktadırlar (Brooks, 2002, s.3). İkinci bölümde ifade ettiğimiz, beklenen leptokurtosis özelliği bizim serimizde de mevcut olmasına rağmen, son üç gözlemin dışlanması bu sorunu ortadan kaldırmıştır. Yine önceki bölümde sözünü ettiğimiz diğer iki özelliğin yakalanması çabamız ise ilerleyen bölümlerde yer alacaktır.

Normal dağılım sağlanamasa da yukarıda sunulan analiz sonuçları son üç gözlemin dışlanmasını desteklemektedir. Ljung-Box istatistiği de farklı bir yapı önermediğine göre bu üç gözlemi dışlayarak çalışmamıza devam etmemiz uygun olacaktır.

(1.2) numaralı tabloda sunulduğu üzere, hesaplanan Ljung-Box Q istatistikleri faiz oranlarının dönemler arasında bağımsız olmadığını göstermektedir. Bu durumun nedenini anlayabilmek amacıyla, örneklemin

ardışık bağımlılık fonksiyonlarını inceleyebiliriz. Tablo (1.3), faiz oranlarının karesi serisi $\{r_t^2\}$ için tahmin edilen ardışık bağımlılık fonksiyonlarını vermektedir. Bir dönem sonraki değerin karesi, sadece bu dönemin değil önceki dönemlerin de değerlerinin karesine bağımlıdır. Bu durum, faiz oranlarının tam beyaz gürültü süreci olduğu önsavının kesin reddidir. Gerçekten de, $\{r_t\}$ 'nin birinci gecikmesinde bulunan anlamlı korelasyonlar da beyaz gürültünün reddini ima etmektedir (Akgiray, 1989: 61). Faiz oranlarını, doğrusal bir beyaz gürültü süreciyle birbirinden bağımsız değişimler olarak ifade etmek mümkün değildir.

12 aylık Hazine ihaleleri faiz oranları serisinde keşfedilen doğrusal bağımlılık birçok piyasa fenomen ve anomalisine bağlanabilir. Ortak piyasa etmeninin varlığı, piyasa katılımcılarının bilgi işleme süreçlerinin hızı ya da yavaşlığı gibi unsurlar, gözlenen birinci derece ardışık bağımlılığın sebebi olabilir.

TABLO 1.3. FAİZ ORANLARININ KARELERİ İÇİN HESAPLANMIŞ Q -İSTATİSTİKLERİ

Gecikme	05.1985-01.1994
1	93.47*
4	312.20*
9	565.14*
12	646.53*

Doğrusal olmayan bağımlılık ise değişen varyans gerçeğiyle açıklanabilir. Hsu ve diğerleri (1974), hisse senetlerinin getirisini incelemiş ve değişen varyanslardan kaynaklanan doğrusal olmayan bir ilişki bulmuşlardır. Tauchen ve Pits (1983) de benzer ilişkiyi hazine bonoları vadeli işlem piyasası için bulmuşlardır. Değişen varyans ise çoğunlukla bilgi erişimi oranına bağlanmaktadır. Değişen varyans, düşük basıklık ölçüsünü veya başka bir deyişle yüksek düzeydeki sivriliği de açıklayabilirdi fakat son üç gözlemin dışlanması bu sorunun ortadan kalkmasını sağlamıştır.

Bu bölümde, asıl desenini ifade etmek üzere en uygun modeli arayacağımız faiz oranları serisinin istatistikî özellikleri incelenmiştir. Bir

sonraki bölümde, bu özelliklere gereken hassasiyeti vermeyen modeller ele alınacaktır. İkinci bölüm okunurken, seride bulunan ardışık bağımlılık özelliğinden başka, değişen varyans ibareleri de akılda tutulmalıdır.

İKİNCİ BÖLÜM

DEĞİŞEN VARYANS GÖZARDI EDİLEREK OYNAKLIĞIN MODELLENMESİ

2.1. Kuramsal Açıklama

2.1.1. Ardışık Bağımlı Koşullu Değişen Varyans Modellerini Gerektiren Sebepler

Neftçi (1984, s.324-325), model kurmada asimetrinin göz ardı edilmemesinin gerekliliği ve kurulan modelin serideki asimetriyi yakalayabilmesinin önemi üzerinde durmaktadır. Serideki bir yükselişin ardından gelişen süreç ile azalışın devamındaki süreç aynı olmayabilir. Böyle bir durumu modelleyebilmek için Robinson'un (1978) önerdiği çözümler şu şekildedir:

$$X_t = a_1 \varepsilon_{t-1} + a_2 \varepsilon_{t-2} \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1) \quad \text{Bu}$$

doğrusal olmayan hareketli ortalama (HO) modeli, yükseliş ve azalışlar için farklı tahminler üretecektir. Örnek olarak, bütün değişimlerin artı yönlü olması durumunda tahmin (2.2) numaralı denklemlerle hesaplanırken, sapmaların tamamı eksi yönlü olduğunda, büyüklükler aynı olsa dahi, sonuçlar (2.3) numaralı denklemlerle göre oluşacaktır.

$$\hat{X}_{t+1}^1 = a_1 \varepsilon_t + a_2 \varepsilon_t \varepsilon_{t-1} \quad (2.2)$$

$$\hat{X}_{t+1}^2 = -a_1 \varepsilon_t + a_2 \varepsilon_t \varepsilon_{t-1} \quad (2.3)$$

Yukarıda özetlenen öneriye yol açan durum değişen varyansa işaret ediyor olmasına rağmen model varyansı modellememektedir. Başka bir ifadeyle, oynaklığı yakalamayı denemesine rağmen bu modelin değişen varyans özelliğini dikkate aldığını söyleyebilmek mümkün değildir.

Finans kuramının temel deęerleme modellerinde belirleyici olanın risk ve getiri iliřkileri olmasına ve bu iliřkilerin genellikle doęrusal olmamasına raęmen, bahsedilen ekonometrik yaklařımlardan bařka, kimi finansal modeller de çoęunlukla doęrusal yapıların aıęa ıkarılmasıyla ilgilenmektedir. rnek olarak, Sermaye Varlıklarını Fiyatlama Modeli (*SVFM*) ve Arbitraj Fiyatlama Kuramı (*AFK*)'na iliřkin uygulamalar çoęunlukla beklenen getirilerin doęrusal olarak modellenmesiyle ilgilenmektedirler (Campbell ve dięerleri, 1997, s.467-468). Ne var ki, iktisadi tutumlar her zaman doęrusal deęildir. Yatırımcıların getiri talepleri artan riskle aynı oranda ya da doęrusal olarak artmayabilir. Dolayısıyla, veri setinin zelliklerini daha iyi yakalayabilmek iin doęrusal olmayan modellerin kullanılması gerekmektedir. Ayrıca, finansal zaman serileri çoęunlukla doęrusal deęildir (Brooks, 2001).

Doęrusal modeller, finansal zaman serilerinde mevcut olan birok zellięi aıklamakta yetersizdirler. Sz konusu zellikleri kısaca ifade etmek gerekirse:

- i. Finansal varlıkların getirilerinin daęılımları, kalın kuyruk ve ortalamada leptokurtosis zellięi sergileme eęilimindedirler. Bir dięer ifadeyle, gzlem sayısı ulara gidildike iyice azalmamakla birlikte, bir deęerin etrafında yoęunlařma grlmektedir.
- ii. Finansal piyasalarda oynaklık, kmeler halinde oluřmaktadır. Bir dnem ierisinde hem yksek hem de dřk deęerlerin grlmesi mmkndr ancak, yksek deęerler yine yksek, dřk deęerler ise yine dřk deęerlerce takip edilme eęilimindedir.
- iii. Kıymet fiyatlarındaki bir dřř ya da faiz oranındaki bir artıřın oynaklıęa etkisi, aynı miktardaki fiyat ykseliři ya da faiz oranı dřřnden daha fazla olma eęilimindedir.

1960'larda fark edilmiř olmasına raęmen speklatif fiyatların davranıřlarındaki zamana baęlı deęiřim, ikinci ya da daha yksek momentler kullanılarak, ancak 1980'li yıllarda aıka modellenmeye bařlanılmıřtır. Rasyonel bekleyiřler varsayımına gre, katılımcılar kořulsuz deęil, kořullu

dağılımı kullanıyor olmalıdırlar²¹. Bu nedenle de sabit varyans varsayımı faiz oranları için geçerli değildir. Engle (1982) bu varsayımı gerektirmeyen bir model önermiş ve bu model ardışık bağımlı koşullu değişen varyans (ABKDV) olarak adlandırılmıştır. Sözü edilen model, finansal serilerdeki oynaklık kümelenmesi eğilimini yakalayabilmektedir. Engle (1982) değişen varyansların modellenmesinde en çok başvurulan model haline gelen ABKDV'yi önerirken, standart çoklu regresyon modelinin artıklarının bir ABKDV süreciyle tahmininin mümkün olduğunu göstermiş ve koşullu varyansı kendi sürecinin geçmiş hata terimlerinin karesi olarak ifade edecek bir katsayılaştırma ileri sürmüştür;

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 = \omega + \alpha(L) \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2.4)$$

Bu fonksiyonda $\omega > 0$ ve $\alpha_i \geq 0$, h_t koşullu varyansı ifade ederken²² L gecikme işlemcisidir. Geleneksel zaman serileri ve ekonometri modelleri sabit varyans varsayımı altında çalışırken, bu süreç koşulsuz varyansı sabit tutmakla birlikte, koşullu varyansın geçmiş hata terimlerine bağlı olarak zaman içinde değişmesine izin vermektedir. Bu model yardımıyla hesaplanan varyans, dönemsel varyansların uzun dönem ortalaması olmak zorunda değildir. Modelin, doğrusal p ardışık bağımlı koşullu değişen varyans modeli olarak anılmasının sebebi, $\omega > 0$ ve $\alpha_i > 0$ olduğu sürece, koşullu varyansın (h_t) tahmin edilen fonksiyon tarafından verilen ardışık bağımlı sürece bağlı olarak oluşmasıdır. Bu model ilk olarak Mandelbrot (1963, s.418) tarafından ifade edilen ve finansal zaman serilerinde oynaklık yoğunlaşması olarak adlandırılan, büyük fiyat değişmelerinin küçük değişiklikler arasında yalıtılmış olmadığı, aksine, bir kısmının son değişimi dahi aşan bir çok dalgalanmanın sonucu olarak oluştuğu gerçeğini yakalayabilmektedir.

²¹ Bekleyişlerini uyarlayabildiklerine göre, bütün X 'lere ilişkin Y değerlerini değil de sadece o zamanda mümkün X 'lere ilişkin Y değerlerini kullanıyor olmalıdırlar.

²² Engle (1982) koşullu varyansı h_t ile gösterirken, Engle ve diğerleri (1987) h_t^2 'yi kullanmaktadır. Bu çalışmada, ekonometri yazınında daha çok kullanılan h_t tercih edilmiştir.

Ampirik çalışmalarda, ABKDV (p) modeli uzun bir gecikme ve dolayısıyla yüksek sayıda katsayı gerektirmektedir. Bu durum, sıfırdan küçük olmazlık koşulunun ihlali ihtimalinin artmasına neden olmaktadır²³. Bollerslev (1986), koşullu varyans fonksiyonuna bir ilave ile bu soruna çözüm olabilecek bir model önermiş ve bunu Kapsamlı ABKDV (KABKDV) olarak adlandırmıştır. Bollerslev (1986, s.309), koşullu varyansın hesaplanmasında kendisinin geçmiş değerlerinin de etkili olmasını sağlayan bu ilaveyi, uyarlanabilen öğrenim mekanizması olarak adlandırmaktadır. Bu model, beklenmeyen haberlerin etkisini de dikkate alabilmektedir;

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_t \equiv \omega + \alpha(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta(L)h_{t-1} \quad (2.5)$$

Tekrar etmek gerekirse, modelin en önemli özelliği, basit ABKDV modelinin aksine, uzun gecikme terimlerine ihtiyaç duymamasıdır.

Engle (1982)'den bu yana, sözü edilen modelin birçok türevi üretilmiştir. Yukarıda anlatılan, doğrusal olmayan olasılıklı fark denklemleri sistemi, zengin bir değişen varyans katsayılaştırma çeşidi oluşturmakta kullanılmıştır. ABKDV-Ortalama (ABKDVO), Eşik-ABDKV (EABKDV), Üstel-ABKDV (ÜABKDV), Bileşen-ABKDV (BABKDV), Asimetrik Bileşen modelleri bunlardan en çok kullanılanlarıdır.

2.1.2. Değişen Varyansı Göz Ardı Eden Oynaklık Modelleri

ABKDV ve birçok türevi geliştirilmiş olmasına rağmen uygulamada bunlardan başka, değişen varyans özelliğini dikkate almayan yöntemlerin de kullanıldığı görülmektedir. Bu kısımda, sözü edilen yöntemler dört başlık altında ele alınacaktır.

2.1.2.1. Geçmiş Değerlerin Ortalaması

Oynaklığın modellenmesinde en basit yöntem geçmiş değerlerin ortalamasının hesaplanmasıdır. Bu yöntemde serinin varyans ya da standart sapması belirlenen dönem için hesaplanır ve bu rakam serinin gelecekteki oynaklığı olarak kabul edilir. Ne var ki bu yöntem, kullanılan serideki

²³ h_t koşullu varyansı ifade ettiğinden, tahmin edilen değer en az sıfır olması şarttır. Sıfırdan küçük bir varyans tahmini anlamsız olacaktır.

gözlemlerin birbirinden bağımsız oldukları ve bu gözlemlerin sürecin geçmiş değerlerinden bağımsız katsayılara sahip doğrusal bir süreç neticesinde oluştuğu yönünde gerçekçi olmayan varsayımlar içermektedir (Akgiray, 1989, s.56).

SVFM ve AFK gibi, finans kuramının temel fiyatlama uygulamaları getiriye riske bağlamaktadırlar. Burada varyansın geçmiş değil, gelecek dönem değerleri önem kazanmaktadır. Bu nedenle, fiyatlamada geçmiş değerler yerine, ABKDV gibi modeller yardımıyla öngörülerin kullanılması daha tutarlı sonuçlar verebilecektir.

2.1.2.2. Fiyatlananı Kullanan Oynaklık Modelleri

Opsiyon fiyatlamasında kullanılan modellerin tamamı bir oynaklık tahmin ya da öngörüsünü girdi olarak kullanmaktadır. Bu nedenle, opsiyon piyasasında oluşan fiyatlar kullanılarak, piyasada kabul edilen, belki de daha iyi bir ifadeyle, fiyatlanan oynaklık hesaplanabilir. Örnek olarak Black ve Scholes (1973)'un, fiyatlananın hatasız yapılması durumunda açık ya da fazla pozisyon yaratarak, ne opsiyonlardan ne de üzerine yazılan kıymetlerden kar edilememesi fikrinden yola çıkarak ürettikleri modeli²⁴ kullanılacak olursa, opsiyonun fiyatı, vadeye kalan zaman, risksiz kabul edilen faiz oranı, kontrat fiyatı ve üzerine yazılan kıymetin cari değeri ya anlaşmayla belirlenmiş olacak ya da bu değerlere piyasadan ulaşılabilecektir. Dolayısıyla, bütün bu veriler elde olduktan sonra, bir kaç basit hesaplamayla oynaklığın modellenmesi mümkün olacaktır.

Kar payı ödemeyen hisse senedine bağlı Avrupa usulü satın alma opsiyonunun formülünü hatırlattıktan sonra Hull (2000, s.250-255)'un örneği yardımıyla konuyu netleştirmek mümkün olabilecektir.

$$c = S_0 N(d_1) - X e^{-rT} N(d_2) \quad (2.6)$$

$$d_1 = \frac{\ln(S_0 / X) + (r + \sigma^2 / 2)T}{\sigma \sqrt{T}} \quad (2.7)$$

²⁴ Chance (2001, s.151-153), bu modelin ilk olarak Bachelier isminde bir doktora öğrencisi tarafından ileri sürüldüğünü iddia etmektedir. Chance'a göre Bachelier bu modele doktora tezinde yer vermiş fakat danışmanın yeterli desteği vermemesi nedeniyle konu üzerinde durmamıştır.

$$d_2 = \frac{\ln(S_0 / X) + (r - \sigma^2 / 2)T}{\sigma\sqrt{T}} = d_1 - \sigma\sqrt{T} \quad (2.8)$$

$N(x)$, beklenen değeri sıfır, varyansı bir olan normal dağılmış bir değişkenin birikimli olasılık dağılım fonksiyonunu vermektedir. Yani, söz konusu değişkenin x 'ten küçük olma olasılığını göstermektedir. Hisse senedinin, anlaşmanın başlangıcında geçerli fiyatı S_0 , kontrat fiyatı X , sürekli bileşik hesaplanmış risksiz faiz oranı r , hisse senedinin fiyatının oynaklığı σ ve vadeye kalan süre ise T ile gösterilmektedir.

$c = 1.875$, $X = 20$, $S_0 = 21$, $r = 0.1$ ve $T = 0.25$ olduğunda fiyatlanan oynaklık, d_1 ve d_2 'nin hesaplanmasında kullanılan σ 'nin c 'yi 1.875 veren değeridir. Ne var ki yukarıdaki üç denklem kullanılarak sağlama yoluyla σ 'nin bulunması mümkün değildir. Bunun yerine, deneme yanılma yoluyla, fiyatlanan σ 'yi bulmak mümkündür. Örnek olarak $\sigma = 0.20$ varsayılacak olursa $c = 1.76$ bulunacaktır. Bu da demektir ki, varsaydığımız oynaklık fiyatın ima ettiğinin altındadır. $\sigma = 0.30$ varsayacak olursak $c = 2.10$ bulunacaktır ki bu da fiyatın ima ettiğinin üstünde bir oynaklık varsaydığımız anlamına gelecektir. Bu denemeleri devam ettirecek olursak $\sigma = 0.235$ olduğunda $c = 1.875$ bulunabilecektir ki böylelikle fiyatın ima ettiği oynaklığın % 23.5'e eşit olduğu söylenebilecektir.

2.1.2.3. Üstel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama Modelleri

Üstel ağırlıklandırılmış hareketli ortalama (ÜAHO), geçmiş dönemlerin ortalaması (GDO) olarak isimlendirdiğimiz modelin bir miktar geliştirilmiştir. Buna göre yakın geçmişin değerleri uzak geçmişe göre daha etkilidir. Bu yöntemde gerçekleşmiş en son değer en yüksek ağırlığa sahip iken geriye gidildikçe gerçekleşmelerin ağırlığı üstel olarak azalmaktadır. Bu modelin GDO'ya iki temel üstünlüğü vardır. Birincisi, oynaklık gerçekten de modelin önerdiği gibi yakın zamanın değerlerinden daha fazla etkilenmektedir. İkincisi, bir gözlemin oynaklığa etkisi zaman geçtikçe doğrusal olarak değil üstel olarak azalmaktadır. GDO modeli kullanıldığında, büyük bir şok bugünün tahminini de etkilerken, örneklemden çıktığı anda tahmini aniden ve

büyük miktarda değiştirecektir. Aksine bu gözlem örneklemin içinde tutulacak olursa tahmin, piyasa oldukça sakin olmasına rağmen, yüksek oynaklığa işaret edecektir. ÜAHO modeline örnek olarak şu çözümlmeyi verebiliriz;

$$\sigma_t^2 = (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^{j-1} (r_{t-j} - \bar{r})^2 \quad (2.9)$$

Burada σ_t^2 , t dönemi için tahmin edilen varyansı ve aynı zamanda bütün gelecek dönemlerin öngörüsünü ifade etmektedir. \bar{r} örneklem için hesaplanan ortalama faiz, λ ise eksilme çarpanıdır. Bu çarpan, yakın geçmişte oluşan değerlerin uzak geçmiştekilere kıyasla ağırlığını ifade etmektedir.

2.1.2.4. Ardışık Bağlanımlı Oynaklık Modelleri

Ardışık bağlanımlı oynaklık modelleri, olasılıklı oynaklık modellerinin en basit örneğidir. Buna göre, oynaklığı temsil eden gözlemlerden bir zaman serisi elde edilir. Daha sonra, Box-Jenkins (1976) yöntemi²⁵ yardımıyla, bu seriye uygulanabilecek ardışık bağlanım (AB) ya da ardışık bağlanımlı hareketli ortalama (ABHO) modeli tahmin edilir. Bu model için örnek bir çözümleme vermek gerekirse;

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Burada σ_t^2 dönem faizinin örneklem ortalamasından sapmasının karesi olabileceği gibi belirli bir dönem için tanımlanacak ve bu tanıma bağlı olarak hesaplanacak bir oynaklık da olabilir. Mesela, o günün en yüksek değerinin, günün en düşük değerine bölümünün logaritması da σ_t^2 olarak tanımlanmış olabilir. Çözümlemedeki β 'lar sıradan en küçük kareler (SEK) yöntemiyle hesaplanabileceği gibi en yüksek olabilirlik (EYO) yöntemiyle de hesaplanabilir.

²⁵ Tek denklem ya da eş anlı denklem modelleri yerine, finansal zaman serilerinin olasılık özelliklerinin kullanılması önerisidir. Çalışmamız özellikle dördüncü bölümden sonra tamamıyla bu yöneme uygun olarak gelişmektedir.

2.2. Değişen Varyansı Dikkate Almayan Yaklaşımlarla Modelleme Denemeleri

Finansal zaman serilerinde oynaklığın modellenmesinde en başarılı yöntem, serideki değişen varyans özelliğini de dikkate alması nedeniyle, ABKDV modelleridir. Bu nedenle bu çalışmanın önemli bir kısmı bu tür modellemelere ayrılmıştır. Bununla birlikte birinci bölümde kuramsal açıdan incelediğimiz üstünlüğü, uygulamada da gözlemleyebilmek amacıyla, bu bölümde sözü edilen yöntemlerden iki tanesini deneyeceğiz.

Fiyatlanan oynaklığı kullanan yöntemi deneyemememizin nedeni, faiz oranlarını kullandığımız finansal varlıklara ilişkin bir opsiyon piyasasının olmamasıdır. Bu nedenle, formülde yerlerine koymamız gereken değerlere ulaşmamız mümkün değildir. Bundan başka, bu modelin mantığına da karşı çıkmaktayız. Zira, bu model türetilmiş olması beklenen değeri kullanarak asıl değeri hesaplamayı önermekte ve dolayısıyla süreci tersine çevirmektedir. Oynaklığı modelleyerek fiyatlama fonksiyonuna bir girdi sağlamak yerine, piyasada mevcut fiyatı kullanarak oynaklığı hesaplamaktadır.

Ele almayacağımız diğer metot da Ardışık Bağımlı Hareketli Ortalama (ABHO) modelidir. Her ne kadar, bir önceki bölümde, faiz oranlarının bağımsız değişimler sonucunda oluşmadığını, faiz oranlarının dönemler arasında bağımlı olduklarını, bir diğer ifadeyle r_{t+s} ve r_t 'nin istatistiki açıdan bağımsız olmadıklarını bulmuş olsak da, bu tür modelleme için yapılması gereken daha bir çok sınaama vardır.

Ardışık Bağımlı Koşullu Değişen Varyans (ABKDV) modelinin ABHO modelini de içerdiğini iddia etmek yanlış olmayacaktır. ABHO için yapılması gereken sınamaların tamamını ve fazlasını ABKDV modeli için de yapmamız gerekeceğinden ABHO modelini denemememizin çalışmamız açısından bir eksiklik olmayacağı açıktır. Burada ifade edilmek istenen husus dördüncü bölüm tamamlanınca daha kolay anlaşılacaktır.

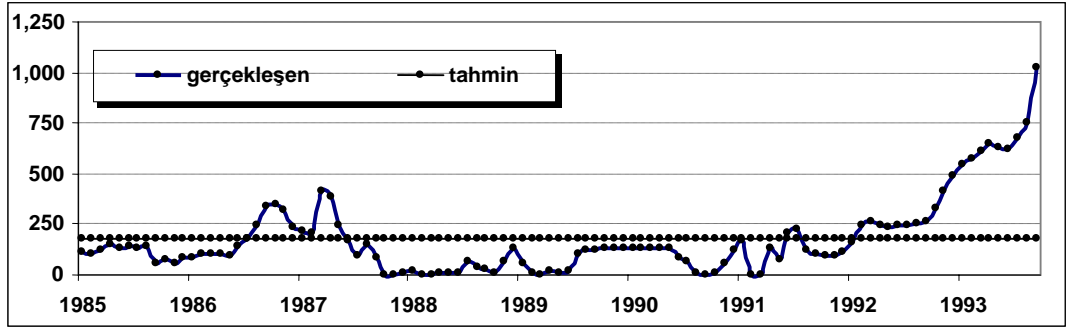
2.2.1. Geçmiş Değerlerin Ortalaması Yöntemiyle Oynaklığın Modellenmesi

Bu bölümün başında da ifade edildiği üzere bu yöntem en basit yaklaşımdır.

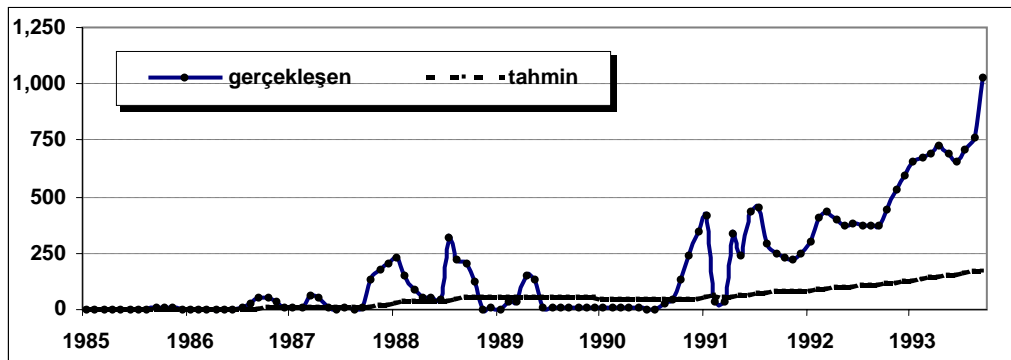
Durağan modellemede (Şekil 2.1) tahmin edilen değer bütün dönemin varyansiyken, gerçekleşen değer dönemin tamamının ortalamasının t dönemindeki faiz oranından çıkarılmasıyla bulunan değer karesine eşittir,

$$\sigma_t^2 = (r_t - \bar{r})^2 \quad (2.11)$$

Ardışık pencere yönteminde (Şekil 2.2) ise, tahmin edilen değer dönem başından $t-1$ dönemine kadar faiz oranları kullanılarak hesaplanan varyans tarafından verilmektedir. Bu nedenle, her dönemde eklenen yeni değer tahmini değiştirmektedir. t dönemi için yapılan tahmin sadece o dönemin değil, gelecek bütün dönemlerin tahmini olarak kabul edilmelidir.



Şekil 2.1. GDO Yöntemiyle Durağan Modelleme



Şekil 2.2. Ardışık Pencere Yöntemiyle GDO Denemesi

(2.1) ve (2.2) numaralı şekillerin karşılaştırılmasıyla da rahatça görülebileceği üzere, durağan ile ardışık pencere yöntemlerinde gerçekleşen oynaklık da aynı şekilde hesaplanmamıştır. Durağan modellemede bütün dönem için tek ortalama kullanılırken, ardışık pencere yönteminde ilk dönem

için ortalama değer alınmamış, ikinci dönemin varyansı hesaplanırken ortalama birinci dönemdeki faiz oranı olarak alınmış, dönem ilerledikçe ortalamanın hesaplanmasına yeni değer de ilave edilmiştir.

1992'den sonra çok yüksek seviyelere ulaşan oynaklığı gösterebilmek için şeklin ölçeği yüksek tutulmak zorunda kalınmıştır. Bu durum, modelin en azından 1991 yılına değin tutarlı olduğunun düşünülmesine neden olmamalıdır. Örnek vermek gerekirse, durağan modelleme 1990 yılında iyi çalışıyor görünmektedir. Fakat model oynaklığı 179.59 olarak tahmin ederken yıl boyunca gerçekleşen oynaklık 130 civarındadır. Yani fark 50 birim kadardır ki bu değer tahminin karekökünün, diğer bir ifadeyle bütün dönemin ortalama standart sapmasının, 4 katından daha büyük bir değerdir. Burada kullanılan ardışık pencere metodu yerine dönen pencere yöntemi kullanılabilirdi. Buna göre, belli bir uzunlukta bir dönem belirlenerek örnek sayısının sabit tutulması gerekirdi. Bu metoda göre, örneklemin bitiş tarihi bir artığında, başlangıcı da bir artacak ve sonuç olarak örnek sayısı her zaman sabit kalacaktır. Bu yöntemin dezavantajı da, örnekleme oynaklığın yüksek olduğu bir gözlem eklenip, sakın bir dönem çıkarıldığında tahmin aniden fırlayacak, aksi durumda da aniden düşecektir. Daha da önemlisi, seçilen dönem uzunluğundaki bütün gözlemlerin tahmine etkisi aynı olacaktır. Bu dönemi, diğer gözlemlerle aynı miktarda etkileyen ilk gözlem bir sonraki tahmin için hiç bir şey ifade etmeyecektir.

2.2.2. Üstel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama Yöntemiyle Modelleme Denemesi

Daha önce de ifade edildiği üzere Üstel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama (ÜAHO) modeli GDO modelinin gelişmiş türüdür. Örneklem içindeki gözlemlerin tahmin edilen döneme uzaklığına bakılmaksızın eşit öneme sahip olması eleştirisini gidermek üzere türetilmiştir. Bu bölümün ilk kısmında önerdiğimiz çözümlmeyi kullanacak olursak

$$\sigma_{t+1}^2 = (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^{j-1} (r_{t-j} - \bar{r})^2 \quad (2.12)$$

λ değerine ihtiyaç duyacağız. Hatırlanacağı üzere, σ_{t+1}^2 gelecek dönemin koşullu varyansını, $(1-\lambda)$ eksilme çarpanını²⁶, r_{t-j} j dönem öncesinin faiz oranını \bar{r} ise ortalama faizi vermektedir.

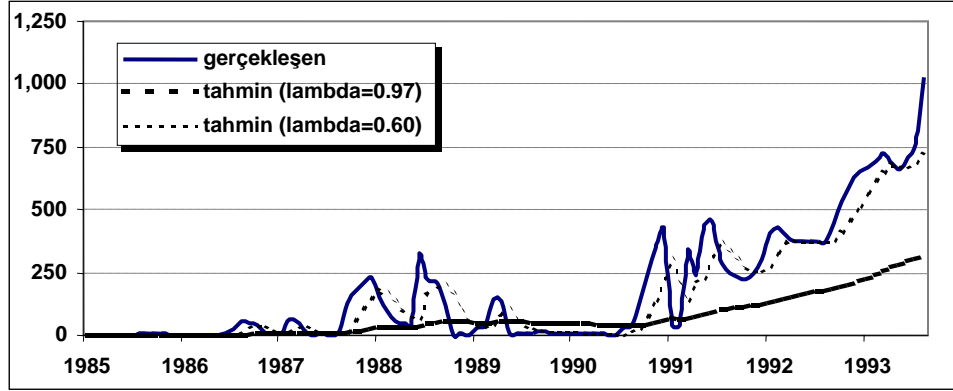
Veri setleri Reuters tarafından sağlanan ve kullanılan metotlardan ise J.P. Morgan'ın sorumlu olduğu RiskMetrics grubu 30 farklı ülkede ihraç edilen sabit getirili menkul kıymet, hisse senedi, döviz kuru, emtia ve bunların türevlerinden oluşan portföylerin riskini nasıl ölçtüklerini teknik detaylarıyla anlatan bir çalışma yayınlamıştır. Bu çalışmada RiskMetrics (1996, s.97-100) eksilme çarpanı olarak isimlendirdiği λ için, veri aylık oldukça, 0.97 kullanılmasını önermektedir. Bu oranın, varyans ve kovaryanslar için iyi öngörü sağladığı belirtilmiştir.

Şekil 2.3, λ 'nın 0.97 ve 0.60 olarak alındığı iki farklı modellemenin sonucunu vermektedir. Burada ortalama faiz (\bar{r}) her dönem değişmektedir, her yeni gözlem bir sonraki dönemin tahmininde kullanılacak olan \bar{r} 'nin hesaplamasına dahil edilmektedir. Her ne kadar RiskMetrics aylık veriler için eksilme çarpanının 0.97 olarak alınmasını önerse de, DİBS ihaleleri faiz oranlarını kullandığımız seride bu çarpanı küçülttüğümüzde daha iyi sonuçlar aldığımızı görüyoruz. Bu da bu DİBS ihaleleri faiz oranlarında yakın dönemin öneminin çok büyük olduğunu, zaman geçtikçe önceki dönemlerin oynaklığa etkisinin Riskmetrics tarafından öngörülenden oldukça hızlı azaldığını göstermektedir. Piyasanın yeni gelişmelere çok hızlı uyarlandığını söylemek doğru olacaktır.

ÜAHO modelini GDO modeli ile karşılaştıracak olursak, λ 'ya verilen değer ne kadar belirleyici olduğunu görmek daha kolaylaşacaktır. Şekil 2.2 ile verilen ardışık pencere yöntemiyle GDO modellemesinde her döneme verilen ağırlık 1'den başlayıp dönem sonunda 1/105'e düşmektedir. Fakat her bir tahminde önceki dönemlerin ağırlığı her zaman birbirine eşittir. Şekil

²⁶ Üstel ağırlıklandırılmış hareketli ortalama (ÜAHO) yönteminde kullanılan eksilme çarpanı, gerek ardışık bağımlı hareketli ortalama (ABHO) modellerinin, gerekse de ardışık bağımlı koşullu değişen varyans (ABKDV) modellerinin kullandığı β_j katsayısıyla aynı göreve sahiptir. Bu benzerlik, sözü edilen her üç yöntemin de ardışık bağımlılığını hesaba kattığının işaretidir. Ne var ki, aralarında önemli farklılıklar vardır. Birincisi ve en önemlisi, ÜAHO'da eksilme çarpanı tahmin edilmemektedir. Nitekim bu çalışmada, deneme yanılma yöntemi kullanılmıştır. Unutulmaması gereken bir diğer önemli farklılık da, ABHO ve ABKDV'de β_j , serinin içerdiği bir sabit değer etkisinden arındırılabilirken, ÜAHO modelinin eksilme çarpanı bu sabit değer etkilerine açıktır.

2.3.'te verilen ÜAHO modelinde ise λ 'nın 0.60 alınması durumunda ilk tahminde, hesaba katılabilecek sadece bir gözlem olduğu için bu gözlemin ağırlığı 1 iken gözlem sayısı artıktıkça bu değer 0.60 oranında azalmaktadır. Buna göre son tahminde bir önceki dönemin değeri 0.40 etkili iken iki önceki dönem 0.24, üç önceki dönem 0.10, dört önceki dönem 0.04 etkilidir ve bu şekilde kullanılan ilk gözleme kadar azalma devam etmektedir. Eksilme çarpanını 0.60 olarak aldığımız bu modellemenin GDO'ya üstünlüğü sadece şekil 2.2 ve şekil 2.3'ün gözle incelenmesiyle görülebilirken, eksilme çarpanını RiskMetrics'in önerdiği gibi 0.97 aldığımızda bu üstünlüğü görememekteyiz. Gözlemlerin ağırlığının geriye doğru gittikçe 0.030, 0.029, 0.028, 0.027 gibi azaldığı bu modelleme GDO'dan çok farklı değildir. Nitekim burada ağırlıklar o kadar yavaş azalmaktadır ki, GDO'nun eşit ağırlıklı modellemesine benzer sonuç vermektedir.



Şekil 2.3. Ardışık Pencere Yöntemiyle ÜAHO Denemesi

Bu bölümde, değişen varyansı dikkate almayan modelleme yöntemleri ele alınmıştır. Burada sunulan modeller, çalışmanın sonuna doğru tekrar ele alınacaktır. Fakat daha önce, ABKDV modelleri denenecektir.

Yukarıda, ABHO modelini denemekten kaçınılmasına sebep olarak, bu model için yapılması gereken bir çok sınamanın tamamının ve hatta fazlasının ABKDV modellemesi için de gerekli olması gösterilmiştir. Bunlardan bir tanesi ve yazında yer aldığına göre zaman serileri açısından en önemlisi durağanlık sınamasıdır (Akdi, 2003, s.13). Bir sonraki bölümde, durağanlığın sınanmasından başka, serinin durağan olması ya da olmamasının ne anlama geldiği, durağan olmamanın nedenleri ve sebep olabileceği sorunlara da yer verilmektedir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

FİNANSAL ZAMAN SERİLERİNDE DURAĞANLIK SINAMASI

3.1. Finansal Zaman Serilerinde Ardışık Bağımlılık Tahlihi²⁷

İkinci bölümde istatistiki çözümlemesi yapılan seri için bir model kurmak yolunda ilk adım, Akgiray (1989: 62)'in izlediği gibi, faiz oranlarındaki ardışık bağılanımı ortadan kaldıracak bir dönüştürme işlemi olacaktır. Bundan sonra, kuracağımız modelde arayacağımız en önemli özellik ise serinin doğrusal olmama özelliğini ifade edebilmesidir.

$\{r_t\}$ 'den ardışık bağılanımsız bir seri oluşturmanın yollarından biri (3.1)'da çözümlemesi verilen regresyon yardımıyla sıradan en küçük kareler (SEK) artıkları elde etmektir.

$$r_t = \delta_0 + \delta_1 r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Tek gecikmeli ardışık bağılanımlı (AB(1)) bir fonksiyon seçilmiştir. Bunun nedeni, birinci bölümde yapılan çözümlemede ABF çok yavaş azalırken KABF'nin ise sadece ilk katsayısının istatistiki açıdan anlamlı olduğunun gözlenmiş olmasıdır. Bu bulgu, oldukça yüksek katsayıya sahip birinci dereceden ardışık bağılanımlı bir fonksiyon önermektedir. Seride ikinci ya da daha büyük dereceden ardışık bağılanım gözlemlenmediğinden yukarıdaki regresyondan elde edilen artık serisinin $\{\varepsilon_t\}$ ardışık bağılanımsız olması beklenmektedir. Bu regresyonun SEK ile tahminin sonuçları ve artıkların dağılımına ilişkin bazı istatistikler aşağıda ve (3.1) numaralı tabloda verilmektedir. (3.1) numaralı tabloda ve çalışmanın kalan bölümünde parantez içinde yer alan değerler, altında buldukları tahmin edilmiş katsayıların standart sapmalarını vermektedir.

²⁷ Burada tahlil kelimesi, İngilizce'deki *analyse* sözcüğüne karşılık olarak kullanılmaktadır. Türkçe yazında *analyse*'e karşılık olarak bir çok zaman incelemenin kullanıldığı görülmektedir. Ne var ki, burada sadece ardışık bağımlılığın ne olduğuna bakılmamakta, seride mevcut olup olmadığı aranmakta, derecesi ele alındıktan sonra dönüştürülmesine çabalanmaktadır. Dolayısıyla, yapılan sadece bir tetkik işlemi değil fakat aynı zamanda bir çözümlemedir. Bu nedenle, tahlil sözcüğünün daha uygun olduğu düşünülmüştür.

$$r_t = 0.94808 + 0.99130 r_{t-1} + \varepsilon_t$$

(1.645) (0.026)

Tahmin edilen δ_1 değerinin istatistiki olarak 0'dan farklı olması $\{r_t\}$ 'deki birinci dereceden ardışık bağımlılığı onaylarken, hesaplanan $D - W$ istatistiğinin üst sınırdan daha büyük olması bu bağımlılığın tamamen ortadan kaldırıldığına işaret etmektedir ($1\% \approx 1.56$).

TABLO 3.1. TAHMİN SONUÇLARINA İLİŞKİN BAZI İSTATİSTİKLER

Modele İlişkin İstatistikler	Hata Terimi Serisine İlişkin İstatistikler	
F -istatistiği 1440.896	Gözlem sayısı 104.000	Çarpıklık -0.252
R^2 0.934	Ortalama 0.000	Kurtosis 7.763
$D - W$ 1.698	Standart-sapma 3.452	Jarque-Bera 99.405

3.2. Genel Eğilim ve Birim Kök Sınamaları

Durağan bir serinin ortalama ve varyans değerleri sabit, ortak varyansı²⁸ ise zamandan bağımsız fakat zaman aralığına bağımlıdır. Bir serinin durağan olması ya da olmaması o serinin özelliklerini ve tepkilerini önemli ölçüde etkiler. Durağan olmayan bir seriye verilen şokun etkisi sonsuza dek sürecektir. Daha da önemlisi, asimtotik standart varsayımlar geçerli olmayacaktır, t -değerleri t dağılımı, F -değerleri ise F dağılımı izlemeyecektir.

Durağan sürece en basit örnek olarak beyaz gürültü hata terimleri serisini $\{\varepsilon_t\}$ gösterebiliriz. Brooks (2002, s.232) beyaz gürültü sürecini fark edilebilir bir yapıya sahip olmayan süreç olarak tanımlamaktadır. Unutulmaması gereken önemli bir husus, beyaz gürültü hata terimlerinin beyaz gürültü süreçlerinin hepsini tanımlayamadığı ve beyaz gürültü üst kümesi içinde bir alt küme olduğudur. Beyaz gürültü süreçlerinde gözlemler bağımsız ve varyans sabittir $N(\mu, \sigma^2)$. Beyaz gürültü hata terimlerinin farkı

²⁸ Çalışmanın tamamında tek bir seri kullanıldığından ortak varyans ifadesinden kendisiyle ortak varyansı anlaşılmalıdır.

ise beklenen değerlerinin sadece sabit değil aynı zamanda her zaman sifıra eşit olmasıdır.

$$\text{var}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t - E(\varepsilon_t))^2 \quad (3.2)$$

$$E\{\varepsilon_t\} = 0 \text{ tüm } t \text{ değerleri için} \quad (3.3)$$

(3.3)'ü (3.2)'de yerine koyarsak

$$\text{var}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2 \quad (3.4)$$

Benzer şekilde, tüm t ve sıfır hariç tüm s değerleri için, beyaz gürültü hata terimleri serisinin ortak varyansı sıfırdır.

$$\text{cov}_s = \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-s}) \quad (3.5)$$

$$\text{cov}_s = E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}) \quad (3.6)$$

Ardışık bağımlılık olmadığından,

$$\text{cov}_s = 0 \quad (3.7)$$

Kolayca görülebilir ki $s=0$ olduğunda ortak varyans, varyansa eşit olacaktır.

$$\text{cov}_s = \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_t) \quad (3.8)$$

$$\text{cov}_s = E(\varepsilon_t^2) \quad (3.9)$$

$$\text{cov}_s = \sigma_\varepsilon^2 \quad (3.10)$$

Daha önce de ifade edildiği üzere, seri durağan ise ortalama ve varyansı sabit ve sonlu, ortak varyans ve ardışık bağımlılık katsayıları ise zamana değil fakat zaman aralığına bağlıdır. Bir diğer ifadeyle, ortak varyans ve bağımlılık katsayıları sabit olmamakla beraber sabit bir yapıya sahiptirler. Bu koşulları sağlayan bir seri ekonometri yazınında zayıf durağan, ikinci derece durağan, ortak varyans durağan ve geniş anlamda durağan isimleriyle anılmaktadır. Beyaz gürültü sürecinden temel farkı, ardışık bağımsızlığın varsayılmamasıdır.

r_{t_1}, \dots, r_{t_n} 'in ortak dağılım fonksiyonu her t_1, \dots, t_n, τ değeri için $r_{t_1+\tau}, \dots, r_{t_n+\tau}$ 'nin dağılımına eşit ise, o seri kesin durağan olarak adlandırılmaktadır. Normal dağılım, tamamıyla birinci ve ikinci momentlerle tanımlandığı için $\{\varepsilon_t\}$ aynı zamanda kesin durağandır. Nitekim Akdi (2003, s.17) de zayıf durağan bir serinin aynı zamanda normal dağılıyor olmasının onu kesin durağan yapacağını ifade etmektedir. Kesin durağanlık için varyans ya da ortak varyansın beklenen değerinin sonlu olması gerekmemektedir. Dolayısıyla, isimlerinin önerdiğinin aksine, ortak varyans durağanlığın şartları kesin durağanlıktan daha zorlu olabilmektedir (Enders, 1995, s.69). Akdi (2003, s.11-17) de, kesin durağanlığın ortak varyans durağanlıktan daha zor sağlandığını ifade etmekle birlikte, bu iki kavramın birbirlerini gerektirmediğine de yer vermektedir. Ayrıca, kesin durağan bir serinin, ortak varyans durağan olabilmesi için, karelerinin beklenen değerinin sonlu olması gerektiğini de ifade etmektedir.

Bollerslev ve diğerleri (1994, s.2989-2992) de, ABKDV süreçleri kalın kuyruklu olduklarından, ortak varyans durağanlığın, bu tür süreçler için, kesin durağanlıktan daha zorlu ve gereksiz bir koşul olduğunu fakat kesin durağanlığın yeterli olduğunu ifade etmektedirler. Buna rağmen, daha sonra, özellikle dördüncü bölümde görüleceği üzere, ortak varyans durağanlığı sağlamadan yapılacak bir ABKDV modellemesinden elde edilecek dinamik öngörüler patlayan olacağından, bu çalışmada serinin ortak varyans durağan olup olmadığı kontrol edilecek ve değilse seri ortak varyans durağan bir seriye dönüştürülmeye çalışılacaktır. Bu çalışmanın kalanında durağan ifadesi ortak varyans durağan anlamına gelmektedir.

Bu bölümün başında, yavaş azalan ABF ve ilk gecikmeden hemen sonra katsayıları istatistiki açıdan anlamsız hale gelen KABF'yi birinci dereceden ardışık bağımlı (AB(1)) sürecin göstergesi olarak kabul etmiştik. Ne var ki, daha önce de ifade edildiği üzere, kullanılan seri durağan değilse asimtotik çözümlerlerde kullanılan varsayımlar geçerli olmayacaktır. t -değerleri t dağılımı, F -değerleri F dağılımı izlemeyeceğinden t ve F sınamaları anlamsız olacaktır. Ayrıca, Ljung-Box istatistikleri ve ABF ve KABF'ler de serinin yapısı hakkında karar verilmesinde yanıltıcı olabileceklerdir (Brooks, 2002, s.377). İlk gecikmeden

hemen sonra istatistiki açıdan anlamsızlaşan KABF katsayıları ve yavaşça azalan ABF'ler rassal yürüyüşün de işaretçisi olabilirler. Bu nedenle seride bir ya da daha fazla birim kök ya da belirleyici bir genel eğilim olup olmadığını anlayabilmek için bazı ek incelemeler gerekmektedir.

Dickey-Fuller (Fuller, 1976; Dickey ve Fuller, 1979) (DF) sınaması birim kök sınamasında kullanabileceğimiz araçlardan bir tanesidir. Ne var ki bu yöntem, hata terimlerinin beyaz gürültü süreci izlediklerini varsaymaktadır. Bir diğer ifadeyle, ortalamasının ve gecikme sıfırdan farklı oldukça kendi ortak varyansının sıfır, varyansının ise sabit bir değer olduğu varsayılmaktadır. Söz konusu olan finansal zaman serileri olduğunda bu sürece benzer bir süreçle karşılaşmak neredeyse imkansız olduğundan bu sınama yönteminin yeniden düzenlenmiş olan Genişletilmiş Dickey-Fuller (GDF) sınamasını kullanacağız. Kullanabileceğimiz bir diğer yöntem ise DF sürecinin ardışık bağımlı artıkları da içermesine izin veren bir düzeneğin dahiliyle oluşturulan Phillips-Perron (1988) sınamasıdır.

3.2.1. Dickey-Fuller Sınamaları

3.2.1.1. Basit Metot

Dickey ve Fuller (1979) birim kökün var olup olmadığını test etmek üzere üç farklı denklem ele almışlardır:

$$\Delta r_t = \gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

$$\Delta r_t = \delta_0 + \gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

$$\Delta r_t = \delta_0 + \gamma_{t-1} + \delta_2 t + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

Örnek olarak (3.12)'nin nasıl elde edildiğinin anlatılması, konunun anlaşılmasını kolaylaştırabilecektir. (3.1)'in her iki yanından r_{t-1} 'i çıkarılacak olursa (3.14)'e ulaşılabilecektir.

$$r_t - r_{t-1} = \delta_0 + \delta_1 r_{t-1} - r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

(3.14)'ü yeniden düzenleyerek (3,15)'i elde etmek kolaydır.

$$r_t - r_{t-1} = \delta_0 + (\delta_1 - 1)r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

Bu eşitlikte $r_t - r_{t-1}$ yerine Δr_t ve $(\delta_1 - 1)$ yerine γ konulacak olursa (3.12) elde edilecektir. Burada $\gamma = 1 - \delta_1$ olduğundan $\delta_1 = 1$ önsavının sınanması, $\gamma = 0$ önsavının sınanmasıyla mümkündür²⁹. Ne var ki t 'nin tablo değerleri, regresyon denkleminde genel eğilim, kesişim katsayısı ya da her ikisinin birden eklenip eklenmediğine de bağlıdır. Bu değerler sıfır önsavında (H_0) standart t dağılımına sahip değildirler. Dickey ve Fuller (1979, s.430) standart olmayan bu dağılımın tablo değerlerini türetmişlerdir. Dickey ve Fuller (1979), $\phi_i = \frac{(KKT_K - KKT_{KM})/r}{KKT_{KM}/(T-k)}$ katsayılarının bileşik önsav sınavı için üç ilave F istatistiği vermektedirler. Burada KKT_K kısıtlanmış regresyonun kalıntı kareleri toplamı iken KKT_{KM} kısıtlanmamış regresyonun kalıntı kareleri toplamını, r kısıt sayısını, T kullanılabilir gözlem sayısını ve k ise kısıtlanmamış modelde tahmin edilmiş katsayı sayısını vermektedir. Bilindiği üzere $(T-k)$ kısıtlanmamış modelin serbestlik derecesidir. ϕ_i 'in hesaplanan değerinin uygun tablo değeriyle karşılaştırılması, kısıtın tutarlılığının ölçülmesine imkan sağlamaktadır. Burada sıfır önsavı, verinin kısıtlanmış modelin önerdiği süreç sonucunda oluştuğunu iddia ederken, karşı önsav veriyi oluşturan sürecin kısıtlanmamış modelin önerdiği şekilde oluştuğunu ileri sürmektedir. Kısıt geçerli değilse KKT_K , KKT_{KM} 'ye yakın olacak ve ϕ_i küçük olacaktır; nitekim, büyük ϕ_i değerleri kısıtın tutarlı olduğunu ve sıfır önsavının reddini önermektedir. Hesaplanan ϕ_i değeri Dickey ve Fuller (1981)'in tablo değerinden küçük olduğu zaman, kısıtın geçersiz olduğunu ileri süren sıfır önsavını reddetmek mümkün değildir. Bu nedenle, kısıtlanmış model kabul edilebilir. ϕ_i 'in hesaplanan değeri Dickey ve Fuller'in tablo değerinden büyük ise, sıfır önsavı reddedilip, kısıtın geçerli olduğu söylenecektir.

²⁹ Burada halen sınanan faiz oranlarının kendisidir. Alınan farklar nedeniyle, faiz oranlarının birinci farkının sınanıldığı düşünülmemelidir. Sınanacak olan, (3,11), (3,12) ve (3,13) numaralı denklemlerin durağanlığı değil, bu denklemler kullanılarak yapılacak regresyonlar yardımıyla, (3,1)'in durağanlığıdır.

(3.11) numaralı denklemin sıfır önsavı tam bir rassal yürüyüş modelidir³⁰. (3.12)'de bu modele sabit terim, (3.13)'da ise ayrıca bir eğilim değişkeni eklenmiştir.

3.2.1.2. Genişletilmiş Metot

Dickey ve Fuller'in yukarıda anlatılan önerilerinde hata terimlerinin tam bir beyaz gürültü süreci izlediği varsayılmaktadır. Ne var ki, bu varsayım finansal zaman serileri için neredeyse imkansızdır. Keza, bu varsayım geçerli olsaydı, ardışık bağlanımı kullandıklarından, finansal zaman serileri modelleri çalışmayacaklardı. Söz konusu varsayımdan vazgeçilmesi ve sınama regresyonlarına gecikme terimlerinin eklenmesi sorunu çözmek için bir yöntem olabilecektir. Eklenen bu ardışık bağlanım süreçleri Dickey ve Fuller (1979)'in önerdiği tablo değerlerini etkilememektedir (Enders, 1995, s.222). Maalesef, Dickey ve Fuller'in verdiği tablo değerleri sınırlı sayıdadır. MacKinnon (1991) daha geniş bir simülasyon yapmış ve daha zengin bir tablo sunmuştur. Bu nedenle, bu çalışmada sınamalar GDF ya da PP yöntemiyle yapılmakla birlikte, tablo değerleri MacKinnon (1991)'den alınmaktadır.

$$\Delta r_t = \gamma_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta r_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

$$\Delta r_t = \delta_0 + \gamma_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta r_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

$$\Delta r_t = \delta_0 + \gamma_{t-1} + \delta_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta r_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

Buna göre $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \delta_i\right)$ ve $\beta_i = \sum_{j=1}^p \delta_j$. Dolayısıyla $\sum \delta_i = 1$ ise $\gamma = 0$ 'dır ve sistem birinci dereceden birim kök içermektedir.

³⁰ Birim kökü olan bir zaman serisi, zaman serileri ekonometrisinde rassal yürüyüş olarak adlandırılır (Gujarati, 1999, s1718). Rassal yürüyüş bir sarhoşun yürüyüşüne benzetilebilir. Meyhaneden çıkan bir sarhoş, her bir t zamanında rassal bir \mathcal{E} kadar yol alacaktır. Bu yürüyüşüne devam ettikçe, evine giden yoldan daha da uzaklaşacaktır.

3.2.2. Phillips-Perron Sınamaları

Phillips ve Perron (1988), hata terimlerine ilişkin daha esnek varsayımlara sahip bir DF süreci oluşturdular. Enders (1995, s.239-243) sözü edilen süreci aşağıdaki denklemler yardımıyla açıklamaktadır:

$$r_t = \delta_0^* + \delta_1^* r_{t-1} + e_t \quad (3.19)$$

ve

$$r_t = \tilde{\delta}_0 + \tilde{\delta}_1 r_{t-1} + \tilde{\delta}_2 (t - T/2) + e_t \quad (3.20)$$

Burada T gözlem sayısı iken, e_t beklenen değeri sıfır olan fakat homojenliği ya da ardışık bağılanımına ilişkin herhangi bir varsayım ileri sürülmeyen bir hata terimidir. DF sınaması hata terimlerini bağımsız ve homojen varsayarken, PP sınaması hata terimlerinin zayıf bağımlı ve heterojen dağılımlı olmasına imkan tanımaktadır. Phillips ve Perron (1988) sıfır önsavına göre δ_i^* ve $\tilde{\delta}_i$ katsayılarının (3.21)'de ifade edilen sürece bağlı olarak oluşup oluşmadığını sınamak üzere dağılımlar belirlemiş ve sınamaya istatistikleri türetmişlerdir.

$$r_t = r_{t-1} + e_t \quad (3.21).$$

3.2.3. Birim Kök Süreci ve Sınamalarına İlişkin Bazı Yorumlar

Ekonometri yazınında, verinin asıl deseni bilinmemesine rağmen, Dickey-Fuller sınamalarının önerdiği kısıtlayıcı varsayımlar altında ulaşılabilecek sonuçların içerebileceği dört temel sorundan bahsedilmektedir. (Enders, 1995, s.225-233; Schwert, 1989):

- i. Verinin oluşumu, özünde ardışık bağılanım ve HO bileşenlerine sahip olabilir. Hareketli Ortalama (HO)'nın derecesi bilinmiyorsa sınamanın ne şekilde yapılması gerektiği de bilinemeyecektir. Schwert (1989), modelin ardışık bağılanımlı bölümündeki birim kökün, sürecin asimtotik davranışını belirleyeceği iddiasının, özellikle gözlem sayısının yüksek olduğu sonlu örneklem için yanlış olacağını ifade etmektedir. İlaveten, sınanan serinin tam bir AB süreci neticesinde oluştuğu varsayımının Dickey ve Fuller

(1979)'ın birim kökün varlığını sınavan metotlarını önemli ölçüde etkilediğini de göstermektedir.

Schwert (1989: 158) konuyu şu şekilde izah etmektedir;

“Bu [çalışmada sunulan] simulasyon deneyleri, iktisadi zaman serilerinin hareketli ortalama bileşenlerine sahip olduğuna inanmak için bir çok nedenle birlikte, birim kök sınavı uygulamalarına ilişkin mevcut kapsamlı iktisat yazınına önemli bir uyarı olmaktadır. Ardışık bağlantılı polinomda birim kökün varlığı sınanırken ABBHO [ardışık bağlantılı bütünleşik hareketli ortalama] sürecinin deseninin göz önünde bulundurulması önemlidir.”

Sınanan seri HO bileşenleri içeriyorsa, birim kök sınavı istatistiklerinin dağılımı Dickey ve Fuller'in ileri sürdüğü dağılımdan farklı olacaktır.

- ii. Tahmin denkleminde ardışık bağlantı terimlerinin tamamına yer verilmedikçe γ 'nın kendisinin ve standart hatalarının tahmini mümkün değildir. Ayrıca çoğu zaman ardışık bağlantılı sürecin doğru sırası araştırmacı tarafından bilinmemektedir. Bu nedenle uygun gecikme uzunluğunun nasıl seçileceği bir sorun teşkil etmektedir.
- iii. Dickey-Fuller sınavları sadece bir birim kök üzerinde durmaktadır. p . dereceden bir ardışık bağlantı ise p tane köke sahiptir. Sınanan seride $m \leq p$ tane birim kök varsa, durağanlığa ulaşabilmek için bu serinin m kere farkının alınması gerekecektir.
- iv. Eğilim ya da kesişim değişkeninin eklenmesinin gerekip gerekmediği bilinmeyebilir. Ekonometri yazınının, Dickey-Fuller istatistiklerinin doğru kullanımına ilişkin olarak, üzerinde en çok durduğu mevzu, tahmin denkleminde belirleyici değişkenlerin olup olmamasının sınavının gücüne etkisidir.

Bu dört soruna ilaveten, görelilik olarak yeni bir diğer eleştiri de, serinin değişen varyans özelliği içermesi nedeniyle dağılımının GDF ve PP dağılımından farklılaşması ve buna bağlı olarak da birim kök sıfır önsavının reddedilme olasılığının düşmesidir (Ling ve Li, 1998; Burridge ve Taylor, 2001). Bu eleştiri, bir sonraki bölümde detaylı bir şekilde ele alınacaktır.

Campbell ve Perron (1991, s.7-12), tahmin edilen regresyon, veriyi oluşturan sürecin belirleyici eğilim değişkenlerinin tamamını içeriyor olsa dahi, asıl süreç ardışık bağlantılı ise γ 'nın asimtotik dağılımının birim köke

ilişkin sıfır hipotezine göre normal olmayacağını ve ayrıca dahil edilen belirleyici açıklayıcı değişkenlerle değişeceğini ifade etmektedirler.

γ 'nın asimtotik dağılımının sola çarpık tablo değerleri, birim köke ilişkin sıfır önsavına göre, belirleyici açıklayıcı değişkenlerin sayısı arttıkça, mutlak değer olarak artmaktadır. Bu nedenle, tahmin edilen regresyon, verinin olduğu süreçteki belirleyici ve açıklayıcı değişkenleri içeriyor ise birim kök sınavının durağanlığa göre gücü, belirleyici ve açıklayıcı değişkenler arttıkça azalacaktır. Sonlu örneklerde γ 'nın tahminleri küçüğe doğru yanlı olacak ve bu yanlılık dışarıda kalan belirleyici değişkenlerin sayısı ile artacaktır (Schwert, 1989).

Eğer bir belirleyici değişken, verinin asıl deseninde mevcut olan ve en azından diğer belirleyici değişkenler kadar hızlı büyüyen bir değişkeni atarsa, birim köke ilişkin sıfır önsavına göre, γ 'nın asimtotik dağılımı normalleşebilir. Verinin oluşum sürecinde yer alan, (3.18) numaralı denklemdeki $\delta_2 t$ gibi, önemli bir belirleyici eğilim değişkeninin dışlanması t değerinin gücünün gözlem sayısı arttıkça sıfıra gitmesine neden olacaktır. Süreç, aslında, belirleyici eğilim değişkeni etrafında durağan iken, belirleyici açıklayıcı değişken olarak sadece bir sabite yer verilecek ve (3.17) numaralı regresyon denklemi uygulanacak olursa seçilen model $\gamma = 0$ kabul edecektir.

Tahmin edilen regresyon, eğilim değişkeni dışında bir değişkeni ihmal etse de t değeri tutarlı olacak fakat sonlu örneklem gücü olumsuz etkilenecektir. Bu etki ihmal edilen bileşenin büyüklüğü arttıkça artacaktır. Hiç bir belirleyici değişken kullanılmadığını fakat asıl desenin ortalamasının sıfırdan farklı olduğunu varsayalım. Bu durumda, ortalamanın büyüklüğü mutlak olarak arttıkça sınavın gücü sıfıra yaklaşacaktır. Benzer şekilde, eğer asıl desen zamanın bir anında eğilimde bir kaymaya sahip iken, bunu gösterecek herhangi bir açıklayıcı değişken kullanılmamışsa, sınavın gücü bu değişimin büyüklüğüne bağlı olarak düşük olacaktır.

Asıl desende var olan belirleyici açıklayıcı değişkenlerden birini dışlayarak başarılı bir birim kök sınavı yapmak mümkün değildir. Örnek olarak, asıl desende sabit değer olmasına rağmen, $\gamma = 0$ 'ın sınındığını varsayalım. Doğal olarak, bu sınav türüne ilişkin tablo değerleri kullanılacaktır. Bu durumda, asimtotik dağılım normal olacak ve tablo

değerleri bir eğilim değişkeninin açıklayıcı değişken olarak dahil edildiği durumda elde edilecek olan tablo değerlerinden mutlak değer olarak küçük olacaktır. Fakat bu yaklaşım, yanlış sonuçlara neden olacaktır. Seri durağan olmasına rağmen, birim kök sıfır önsavı reddedilemeyecektir. γ 'nın sonlu dağılımı eğilim katsayılarının değerlerine göre değişmektedir ve küçük değerler için standart yakınsama doğru olmayacaktır. Daha da önemlisi, bu süreç, gözlem sayısı arttıkça gücü sıfıra giden sınamalara neden olacaktır. Bu durum, tutarsızlığın en uç örneğini oluşturmaktadır³¹.

Birim kök sınamalarına ilişkin üzerinde durulması gereken bir diğer önemli husus, asıl desende mevcut yapısal kırılmaların birim kök sınamasının sıfır hipotezinin reddedilmemesine neden olabileceğidir (Enders, 1995, s.261). Perron (1989), asıl desenin zaman içinde bir kırılma içeren eğim doğrusunun etrafında durağan dalgalandığı durumda, eğime karşı standart birim kök sınamalarının sıfır önsavını reddetmekte başarısız olduklarını göstermiştir. Perron (1989), araştırmacıların dışa düşen olarak kabul etme eğiliminde olacakları birden fazla gözlem olabileceğini hatırlatmakta fakat özellikle uzun dönemli veri setlerinde yapısal kırılmanın tespiti çok önemli olmasına rağmen buna uygun bir test önermemektedir. Sözü edilen eksiklik Perron ve Vogelsang (1992) tarafından doldurulmaktadır. Perron ve Vogelsang (1992), biri ani diğeri ise aşamalı bir yapısal değişim içeren iki ayrı modeli ele almaktadırlar. Değişimin yönünün bilindiği fakat zamanının bilinmediği varsayımıyla sözü edilen durumlarda birim kökün sınanması için açıklama gücü yüksek bir sınama önermektedirler.

3.2.4. Faiz Oranları Serisinde Birim Kökün ve Eğilimin Sınanması

Asıl desende yer alan bütün belirleyici değişkenlere sınamada yer verebilmek önemlidir. Aksi durumda sınama güç kaybedecek ve gözlem sayısı sonsuza giderken açıklama gücü de sıfıra gidecektir. Hangi belirleyici değişkenlere yer verilmesinin gerektiğinin bilinmediği durumlarda, ki genellikle olan budur, aşamalı bir sınama süreci uygun olacaktır. Enders (1995, s.256-258) en uygun stratejinin en kapsamlı çözümlenmeden

³¹ Campbell ve Perron (1991, s.11) tutarsız sınamayı, örneklem sayısı sonsuza gittikçe gücü bire gitmeyen sınama olarak tanımlamaktadırlar.

başlanarak daha kısıtlanmışına doğru devam etmek olacağını belirtmektedir. Banarjee ve diğerleri (1993, s.206-211) de GDF regresyonunun aşırı çözümlenmesini ve mümkün olan en fazla gecikmenin kullanılmasını önermektedirler.

Asıl desenin ne olduğu bilinmediğinden, (3.18) numaralı denklemde verilen model yardımıyla $\gamma = 0$ önsavını sınavarak işe koyulmanın doğru olabileceği düşünülmüştür.

Dönemsel birim kök sürecinin ilk farkının da durağan olmayacağı bilindiğinden (Enders, 1995, s.229), faiz oranları serisinin ilk farkı için de birim kök sınavı yapılmıştır. Hesaplanan ilk GDF değeri (-5,9730), kesişim katsayısı ve 4 gecikme içermektedir, % 1 anlamlılık düzeyinde dahi tablo değerinden (-3,4972) küçüktür. Dolayısıyla, faiz oranlarının birinci farkı serisi durağandır. Bu nedenle, seride dönemsel birim kök sorunundan kuşulanmamıza gerek yoktur.

Gözlemler aylık olduğundan on iki gecikmeyle başlamak uygun bulunmuştur. 12'den fazla sayıda gecikmeye yer verilebilecek olmasına rağmen, her gecikmenin bir bağımsızlık derecesi kaybına neden olduğu unutulmamalıdır.

$$\Delta r_t = \underset{(3.003440)}{6.871421} - \underset{(0.071931)}{0.184060} r_{t-1} + \underset{(0.028981)}{0.081968} t + \underset{(0.116045)}{0.218001} \Delta r_{t-1} - \dots - \underset{(0.116491)}{0.019929} \Delta r_{t-12} + \varepsilon_t$$

Hesaplanan GDF değeri -2.5589'dur ki bu değer % 10 anlamlılık düzeyi tablo değeri olan -3.1551'den dahi büyüktür. Dolayısıyla birim kök önsavını reddetmemiz mümkün değildir.

(1.1) numaralı şekil üzerine sadece göz yordamıyla bir yargıda bulunmak gerekirse, sabiti olan ve bu oran etrafında dalgalanan bir süreç olduğu iddia edilebilir. Yukarıda sonucu verilen en genel sınamada ise sadece sabit değil zamana ilişkin belirleyici değişken de anlamlı çıkmıştı. δ_0 ve δ_2 'den başka γ 'nın da anlamlı çıkması asıl desenin rassal bir süreç olmadığını düşündürmesine rağmen MacKinnon (1991) tablo değerlerini kullanarak birim kök önsavını reddetmemiz mümkün olmamaktadır. Bu durum, kullandığımız 12 gecikmenin bir sonucu olabilir. Nitekim, daha önce de ifade ettiğimiz üzere, gereksiz kullanılan gecikmeler sınavının gücünü

azaltabilir. Bu nedenle gecikme sayısını birer birer 0'a kadar azaltarak (3.17) sayılı denklemde önerilen model de sınanmış fakat birim kök sıfır önsavının reddedilmesi mümkün olmamıştır. Örnek olmak üzere, 6 ve 0 gecikmeyle hesaplanan regresyon sonuçları aşağıda verilmektedir.

$$\Delta r_t = 2.943326 - 0.078826 r_{t-1} + 0.044927 t + 0.169658 \Delta r_{t-1} - \dots - 0.025220 \Delta r_{t-6} + \varepsilon_t$$

(2.403928)
(0.055129)
(0.023071)
(0.111886)
(0.107318)

Hesaplanan GDF değeri (-1.429844) % 10 anlamlılık düzeyinin tablo değerinden (-3.1534) dahi büyüktür. Ayrıca bu denemede δ_0 , δ_2 ve γ asıl desenin rassal yürüyüş olduğunu önerecek şekilde anlamsız çıkmışlardır.

$$\Delta r_t = 4.018406 - 0.098872 r_{t-1} + 0.047364 t + \varepsilon_t$$

(2.050303)
(0.045258)
(0.019634)

Hesaplanan GDF değeri (-2.184623) hala % 10 anlamlılık düzeyinin tablo değerinden (-3.1519) dahi büyüktür. Ayrıca bu denemede de δ_2 ve γ anlamlıdır.

Yukarıda, (1.1) numaralı şeklin bir sabit değeri olan ve bu sabit değer etrafında salınan bir sürece işaret ettiğini ifade etmiştik. Bu iddiaya uygun bir sınama kullanmak anlamlı olabilecektir. Çünkü, daha önce de açıkladığımız üzere, asıl desenin içerdiği belirleyici değişkenler sınamanın gücünü azaltırken, asıl desende yer almayan değişkenler tablo değerini mutlak değer olarak artırmakta ve bu nedenle, hesaplanan değer reddedilememeye alanına düşme ihtimalini artırmaktadır. Sabit değer 12 gecikmeyle anlamlı olduğundan zaman eğimi değişkenini iptal ederek aynı sınamayı tekrar denemenin uygun olabileceği düşünülmüştür.

$$\Delta r_t = 0.779298 - 0.005844 r_{t-1} + 0.137138 \Delta r_{t-1} - 0.197953 \Delta r_{t-2} + \dots - 0.051508 \Delta r_{t-12} + \varepsilon_t$$

(2.184985)
(0.036216)
(0.117406)
(0.117694)
(0.114937)

Hesaplanan GDF değeri (-0.161365) % 10 anlamlılık düzeyinin tablo değerinden (-2.5833) dahi büyüktür. Ayrıca bu denemede δ_0 ve γ anlamsız çıkmıştır. Bu sonuç sürecin rassal yürüyüş olduğuna işaret etmektedir. Gecikme sayısı ne kadar azaltılırsa azaltılsın rassal yürüyüş reddedilememektedir.

Hiç gecikmesiz regresyonun sonuçları aşağıda verilmektedir. Bu sınımanın, hata terimlerinin birbirinden bağımsız olduğunu varsayan, basit bir DF sınaması olduğu gözden kaçırılmamalıdır.

$$\Delta r_t = 0.948078 - 0.008704 r_{t-1} + \varepsilon_t$$

(1.644965) (0.026115)

Hesaplanan değer (-0.333315) % 10 anlamlılık düzeyinin tablo değerinden (-2.5813) dahi büyüktür. Hem δ_0 ve hem de γ anlamsızdır.

Daha önce, asıl desende bulunmayan bir belirleyici değişkene sınamada yer verilmesinin birim kök sınamasının gücünü düşüreceğini ifade etmiştik. Bu nedenle herhangi bir belirleyici değişken kullanmadan sınamayı tekrarlamakta fayda olabilir.

$$\Delta r_t = 0.006858 r_{t-1} + 0.127787 \Delta r_{t-1} - 0.207524 \Delta r_{t-2} + 0.080850 \Delta r_{t-3} + \dots - 0.059286 \Delta r_{t-12} + \varepsilon_t$$

(0.006545) (0.113808) (0.113959) (0.115979) (0.112224)

Hesaplanan değer 1.047743 olarak bulunmaktadır. Hesaplanan değer sıfırdan büyük olması sürecin, birim kökten öte, patlayan olduğuna işaret etmektedir. r_{t-1} 'in önündeki değer (γ) sıfırdan büyük olduğundan r_{t-1} 'deki pozitif bir değişim Δr_t 'yi artırmaktadır. Bu sonuç (3.15) numaralı denklem göz önünde bulundurularak ve dikkatlice incelenecek olursa kolaylıkla görülecektir ki, r 'da herhangi bir dönemde meydana gelen pozitif bir değişimin etkisi sadece sonsuza kadar gitmemekte fakat her dönemde artmaktadır. Gecikme sayısının azaltılması da bu sorunu gidermemektedir. Herhangi bir gecikme kullanılmadan yapılan regresyon sonuçları aşağıda verilmektedir.

$$\Delta r_t = 0.006022 r_{t-1} + \varepsilon_t$$

(0.005382)

γ pozitif olmaya devam ederek patlayan bir süreç ima etmektedir.

GDF'yle uygulanan süreç PP testleri için tekrar edilmiş fakat birim kök sıfır önsavının reddi mümkün olmamıştır. PP sınamasından hesaplanan değerler ve % 10 güven aralığına ilişkin tablo değerleri (3.2) numaralı tabloda yer almaktadır. % 10 güven aralığında dahi birim kök sıfır önsavının reddedilmesi mümkün olmamıştır. Sadece zaman eğilimi değişkenine yer

verilen regresyonlardan hesaplanan değerler sürekli pozitif çıkararak, yukarıda açıklandığı üzere, patlayan bir sisteme işaret ettiklerinden bu değerlere tabloda yer verilmemiştir.

Birim kök için uyguladığımız GDF ve PP sınamaları δ_1 'in birden anlamlı düzeyde farklı olmadığını ortaya koymuştur. Göz yordamı (Şekil 1.1), üzerinde çalıştığımız serinin sabit bir değer etrafında salınan durağan bir süreç olduğunu düşünmemize neden olabilirken, GDF ve PP testleri zaman değişkeni ya da sabit değer kullanıp kullanmamızdan bağımsız olarak birim kök sıfır önsavını reddedememektedirler.

TABLO 3.2. PP SINAMALARIYLA HESAPLANAN DEĞERLER

Gecikme	Zaman Eğilimi Değişkeni ve Sabit Değer Birlikte (-3.1519)	Sabit Değer (-2.5813)
12	-2.244840	-0.139784
11	-2.253789	-0.153874
10	-2.229643	-0.132850
9	-2.159408	-0.060146
8	-2.077261	0.024469
7	-2.024499	0.068712
6	-2.019547	0.047283
5	-2.084983	-0.060823
4	-2.223986	-0.245467
3	-2.365279	-0.418807
2	-2.382125	-0.462368
1	-2.381576	-0.491264
0	-2.184623	-0.333315

Hatırlanacağı üzere, bu bölümün başında yapılan bir sınamayla, Barassi ve diğerleri (2001)'nin sonuçlarına benzer şekilde, faiz oranları serisinin birinci farkının durağan olduğu bulunmuştur. Dolayısıyla, faiz oranları serisinde birim kökün varlığı reddedilemediğinden, faiz oranlarının birinci farkının modellenmesi denenebilir. Yalnız unutulmamalıdır ki, faiz oranlarının modellenmesi faiz oranlarının davranışını açıklarken, faiz oranlarının birinci farkı serisiyle yapılan bir modelleme faiz oranlarının değişimini açıklayacaktır. Kabul edileceği üzere ikisi aynı şey değildir. Bu nedenle, bu kolay seçeneğe geçmeden önce, çalışmamız açısından önemli bir husus olan değişen varyansın zaman serilerine etkisini birim kök sınamalarının sağlıklılığı açısından ele alan ekonometri yazınına bir göz

atmak faydalı olabilecektir. Bir sonraki bölümümüzün konusu bu etkinin incelenmesi olacaktır.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

DEĞİŞEN VARYANS SORUNUNUN BİRİM KÖK SINAMALARINA ETKİSİ

Çalışmada amaçlanan, serinin hem kendisinde hem de karesinde gözlemlenen ardışık bağımlılığı ifade edebilmek üzere, koşullu değişen varyans zaman serisi modeli kurabilmektir. Bu modeller, Engle (1982)'in ifade ettiği doğrusal olmayan süreçler için kapsamlı bir tahmin modeli olmaktan başka bir çok önemli iktisadi ve istatistiki özellikler de içermektedirler.

Daha önce de ifade edildiği üzere, oynaklığı modellemeyi deneyen ilk yaklaşım koşullu değişen varyans yaklaşımı değildir. Ne var ki, koşullu değişen varyansı dikkate almayan yöntemler, spekülative fiyatların ilk bölümde incelediğimiz kendilerine has özelliklerini ifade etmekte başarısızdırlar. GDO ve fiyatlanani kullanan oynaklık modelleme yöntemleri birbirini izleyen gözlemlerin bağımsız rassal değişkenler olduklarını ve daha da önemlisi faiz oranlarının safi beyaz gürültü süreci sonucunda oluştuklarını varsaymaktadırlar. Aksine, yine ilk bölümde yapılan sınamalarla da gösterildiği üzere, faiz oranlarını modellemeyi amaçlayan herhangi bir gerçekçi yaklaşım en az iki ampirik gerçeklikle tutarlı olmak zorundadır;

- i. faiz oranlarından oluşan zaman serileri anlamlı bir birinci dereceden ardışık bağlanım içermektedir,
- ii. bu oranların karelerinin ardışık bağımlılıkları çok uzun gecikmeler için dahi geçerli olabilmektedir.

GDO ve fiyatlanani kullanan oynaklık yöntemleri bu özelliklerin her ikisini de göz ardı ederken, ÜAHO ve ardışık bağlanımlı oynaklık modelleme yöntemleri ikinci özelliği yakalamakta başarısızdırlar. Bu iki model varyansların doğrusal olarak bağımlı olduğunu varsaymaktadırlar.

4.1. Hata Terimleri Ardışık Bağımlı Değişen Varyans İçeren ve Durağan Olmayan Ardışık Bağımlı Hareketli Ortalama Serileri

Bollerslev (1986), hata terimleri ardışık bağımlı değişen varyans (*ABDV*) içeren ve durağan olmayan *ABHO* serilerinin istatistiki özelliklerini detaylı olarak incelemiştir. Bollerslev (1986), üçüncü bölümde bulduğumuz ve raporladığımız sonuçlarımızı destekleyecek şekilde, *ABDV* içeren ve durağan olmayan *ABHO* süreci neticesinde oluşan değişkenlerin ampirik dağılımının normal dağılıma görece daha kalın kuyruklara sahip olduklarını bulmuştur. Ne var ki, dağılım fonksiyonunu tanımlayabilecek bir ifade mevcut değildir (Akgiray, 1989, s.67). *ABKDV* süreçlerinin koşulsuz ortalama değeri ve varyansı sabit olmasına rağmen koşullu ortalama değeri ve varyansı zamana bağlı olarak değişmektedir. (2.1) numaralı şekilde verilen serinin oluşturduğu desenin yakalanabilmesi için, koşullu varyansın geçmiş dönemlerde gözlenmiş varyanslara bağımlı olarak oluşmasına izin verilmesinin daha tutarlı olacağı görülmektedir. Nitekim oynak ve ılımlı dönemlerin birbirlerini izleyebildiği açıktır.

Durağan olmayan zaman serilerine ilişkin çalışmalar çoğunlukla sabit varyanslara sahip değişimleri incelemektedirler (Fuller, 1976), (Dickey ve Fuller, 1979). PP sınamaları daha esnek varsayımlar kullansalar da *ABKDV* süreçleri için uygun olmayabilmektedirler.

Ling ve Li (1998) durağan olmayan ve gürültü serisi *ABKDV* sürecine işaret eden *ABHO* zaman serileri için EYO tahmincisini incelemişlerdir. *ABKDV* hata terimlerini oluşturan süreç için (4.1), (4.2) ve (4.3) numaralı denklemlerle ifade ettikleri *ABHO* zaman serisini ele almışlardır.

$$\phi(B)r_t = \psi(B)\varepsilon_t \quad (4.1)$$

$$\varepsilon_t = \eta_t \sqrt{h_t} \quad (4.2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^s \beta_i h_{t-i} \quad (4.3)$$

Burada η_t ortalaması sıfır, varyansı bir olan, özdeş ve bağımsız olarak dağılmış rassal değişkenler dizisidir.

$$\phi(B) = 1 - \sum_{i=1}^p \phi_i B^i \quad (4.4)$$

$$\psi(B) = 1 + \sum_{i=1}^q \psi_i B^i \varepsilon_t \quad (4.5)$$

(4.4) ve (4.5) ise geri kayma işlemcisi olan B'nin içinde polinomdur. Burada $\phi_p \neq 0$, $\psi_q \neq 0$ ve ayrıca ortak köke de sahip değildirler. Ek olarak,

$$\alpha_0 > 0 \quad (4.6)$$

$$\alpha_1, \dots, \alpha_r, \beta_1, \dots, \beta_s \geq 0 \quad (4.7)$$

ve

$$\alpha(B) = \sum_{i=1}^r \alpha_i B^i \quad (4.8)$$

$$\beta(B) = 1 - \sum_{i=1}^s \beta_i B^i \quad (4.9)$$

(4.8) ve (4.9) numaralı denklemlerle verilen polinomlar da ortak kök içermemektedirler. Ling ve Li (1998), $\phi(z)$ birim dairenin içinde en az bir köke sahip ise *ABHO*'yu durağan olmayan olarak tanımlamışlardır. Kurdukları bu model için, oldukça esnek bir kaç varsayımla, olabirlik denklemini açısından anlamlı EYO'nun mevcut ve tutarlı olduğunu iddia etmişlerdir. Burrige ve Taylor (2001) da, Ling ve Li (1998)'nin modelinden yola çıkarak, birim kök arayan regresyon tabanlı sınamaları, şokların varyanslarının dönemden döneme farklılaştığı durumlar için incelemiş ve GDF ve PP sınamalarında kullanılan marjinal dağılımların, bu farklılaşmanın niteliğine bağlı olarak uyumsuz hale geldiklerini göstermişlerdir. Bir başka ifadeyle, sözü edilen durumda, seri, durağan olmasına rağmen, dağılımın aldığı şekil, GDF ya da PP sınamalarında kullanılanlardan farklı olabilmektedir. Bunun sonucunda, değişen varyans özelliği serilerin dağılımlarını önemli ölçüde etkileyebilmektedir. Bu nedenle seri aslında durağan olmasına rağmen, standart GDF ya da PP dağılımları kullanılarak birim kök sıfır önsavının reddedilememesi olasıdır. Seri durağan olmasına rağmen, durağanlık kararının verilememesiyle sonuçlanan bu durum, değişen varyansın yüksek seviyelerde olduğu uç örneklerde çok sık görülebilecektir.

Üçüncü bölümde standart sınamalar kullanılarak birim kökün varlığı reddedilememiştir. Eğer hazine borçlanma oranlarından oluşturulan seri, değişen varyans özelliğine sahip ise üçüncü bölümdeki başarısızlık, değişen varyansın dağılımı bozması neticesinde birim kök sınamalarının çalışmaz hale gelmiş olmasına bağlanabilecektir. Bu da demektir ki, aslında seri durağan olmasına rağmen değişen varyans nedeniyle dağılımı bozulmakta, varsayılan dağılımdan uzaklaşmaktadır ve buna bağlı olarak da birim kökün varlığının reddi mümkün olmamaktadır. Eğer durum buysa, ABKDV modellemesinden sonra yapılacak bir sınamanın birim kökün varlığını reddetmesi beklenebilir.

Engle (1982: 999-1000) seride ABKDV etkisi olup olmadığını bulmak için bir Lagrange çarpanı (LÇ) sınaması süreci önermiştir²¹. Önerdiği sınama sürecine göre p . dereceden ABKDV'ı aramak için hata terimlerinin karelerinin p gecikmeli regresyonu alınmalıdır. Bu regresyon yardımıyla sınama istatistiği hesaplanmalıdır. Sınama istatistiği olarak kullanılan TR^2 'de T gözlem sayısını verirken, R^2 varsayılan gecikmeyle gerçekleştirilen regresyonun hata terimlerinden elde edilmektedir. Sınama istatistiği χ^2 dağılımına sahiptir. Örnek olmak üzere aşağıda, hesaplanan 2 gecikmeli regresyon verilmektedir.

$$\varepsilon_t^2 = 0.461218 + 1.192469 \varepsilon_{t-1}^2 - 0.147608 \varepsilon_{t-2}^2 \quad R^2 = 0.906067$$

(8.3312) 0.1093 (0.1161)

Bu regresyonun hesaplanmasında iki gecikme nedeniyle ilk iki gözlem kaybedildiğinden, toplam gözlem sayısı 103'tür. Buna göre $TR^2 = 103 \times 0.906097 = 93.3249$.

TR^2 'nin χ^2 dağılımına sahip olduğu ifade edilmişti. Bu sınamanın ortak sıfır önsavı, karesi alınmış hata terimlerinin katsayılarının sıfırdan farksız olduğudur. Tablo değerlerinden büyük hesaplanan değerler ABKDV etkilerinin varlığına işaret etmektedir.

Sözü edilen sıfır önsavı AB(1) süreci için, 2. dereceden başka 3. ve 4. dereceden gecikmeler için de denenmiş, reddetmeme olasılığı % 5'in altında çıktığı için reddedilmiştir (Tablo 4.1). Değişen varyans DF dağılımından

²¹Engle bu fikri Breusch ve Pagan (1978) ve Godfrey (1978)'den türetmiştir.

uzaklaştırırken ardışık bağımlılık normal dağılımdan uzaklaştırmaktadır. Bu nedenle standart F sinamaları tutarsız sonuçlar verebilmektedir. Buna rağmen, incelenen bu örneklerde F sinamaları dahi TR^2 'ler gibi reddini önermiştir.

TABLO 4.1. AB(1) SÜRECİ İÇİN ABKDV-LÇ SINAMA SONUÇLARI

İstatistik	p = 2	P = 3	p = 4
TR^2 reddetmeme olasılığı	9.4409 (0.0089)	9.3169 (0.0254)	10.8165 (0.0287)
F reddetmeme olasılığı	5.0490 (0.0082)	3.2857 (0.0240)	2.8805 (0.0267)
AIC	9.6642	9.6938	9.7053

4.2. Faiz Oranlarının Durağanlığı Varsayımı

4.2.1. Durağanlık Varsayımı Altında Modelleme

Hazine borçlanma oranlarından oluşturulan serinin ABKDV içerdiği gösterilebildiğine göre, birim kökün varlığının reddedilememesinin nedeninin bu olduğu ve ABKDV'yi içeren bir modelleme neticesinde bu sorunun ortadan kalkacağı iddia edilebilir.

Oldukça katı olan bu iddianın doğruluğunu ispatlayabilmek amacıyla ABKDV ve KABKDV'nin bir çok gecikmelisinden başka bu modellerin türevleri olan EABKDV, ÜABKDV, BABKDV ve Asimetrik Bileşen modelleri de yine bir çok farklı gecikme için denenmiştir. Bunlardan dördünün sonuçları (4.2) numaralı tabloda sunulmuştur. Burada, ikinci bölümde anlatılan ABKDV ve KABKDV'den başka Eşik-ABKDV (EABKDV) yöntemiyle yapılan bir regresyonun da sonuçları verilmektedir.

Bilindiği üzere, ABKDV ve KABKDV yöntemleri, pozitif yönlü şokla negatif yönlü şokların oynaklığa etkisinin aynı olduğunu varsaymaktadır. Hem (1.5) hem de (1.6)'da koşullu varyans geçmiş hataların büyüklüklerinin fonksiyonu olarak hesaplanmaktadır. Geçmiş hatalarının karesi alınırken yönün etkisi ortadan kalkmaktadır. Bu soruna bir çözüm olmak üzere, Glosten ve diğerleri (1993) ve Zakoian (1994) birbirlerinden bağımsız olarak EKABKDV modelini ileri sürmüşlerdir. Bu modelde koşullu varyans şu şekilde yer almaktadır;

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \lambda \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (4.10)$$

Burada $\varepsilon_{t-1} < 0$ ise I_{t-1} bire eşit olacak, aksi takdirde 0 olacaktır. Dolayısıyla $\varepsilon_{t-1} < 0$ ile $\varepsilon_{t-1} > 0$ 'ın koşullu varyans üzerindeki etkileri farklı olabilecektir. $\lambda \neq 0$ olduğu müddetçe haberlerin etkisinin asimetrik olduğu söylenebilecektir. Faizlerdeki düşüşle yükselişin etkilerinin farklı olabileceği düşüncesiyle bu model de denenmiş ve sonuçları yine (4.2) numaralı tabloda sunulmuştur. Asimetriden başka asıl denklem²² ve varyans denkleminde de sadece bir gecikme kullanıldığını göstermek üzere EBKDV (1,1,1) olarak yazılmıştır. Daha önce olduğu gibi, (4.2) numaralı tabloda da parantez içindeki değerler altında buldukları hesaplanmış katsayıların standart sapmalarını vermektedirler.

TABLO 4.2. ABKDV TAHMİN SONUÇLARI

Katsayı	ABKDV(3)	ABKDV(4)	KABKDV(1,1)	EKABKDV
δ_0	-0.321166 (1.862803)	-2.895255 (0.589812)	-1.063656 (1.147339)	-1.531114 (0.980009)
δ_1	1.008788 (0.030194)	1.047238 (0.009685)	1.021440 (0.018429)	1.031494 (0.016749)
ω	8.139387 (0.566828)	0.783704 (0.566828)	0.829086 (0.390063)	0.668215 (0.264522)
α_1	-0.047498 (0.005503)	0.060985 (0.083617)	0.293813 (0.131456)	0.490295 (0.201757)
α_2	0.221225 (0.146548)	0.248097 (0.121470)
α_3	0.119036 (0.104491)	0.032393 (0.086875)
α_4	...	1.590464 (0.321254)
β	0.716074 (0.075787)	0.738042 (0.041182)
λ	-0.424973 (0.210973)
$\left(\sum_{i=1}^p \alpha_i + \beta + \lambda E(I_{t-1}) \right)$	0.292763	1.931939	1.009887	1.007678
Logolabilirlik	-268.5997	-251.5579	-246.1157	-263.1587
DW istatistiği	1.714900	1.696267	1.723608	1.727043
F -istatistiği	274.6719	214.9146	344.0702	270.1472

²² İngilizce yazında, *mean equation* olarak geçen ifade yerine kullanılmıştır. Bilindiği üzere ABKDV ve türevlerinde iki denklem mevcuttur. Birinci denklem, kullanılan serinin birinci momentine, yani kendisinin beklenen değerine ilişkin tahminler üretirken, ikinci denklem ikinci momentine, yani beklenen oynaklığına ilişkin tahminler üretmektedir. Bu nedenle, ikinci denklemi, İngilizce yazına paralel olarak varyans denklemi olarak isimlendirirken, birinci denklemle asıl denklem adını vermeyi uygun bulduk.

Faiz oranlarına ilişkin sunulan süreçlerin uygunluğunun kontrolü açısından hata terimlerinin karesinin ABF ve KABF'leri incelenmiş ve hesaplanan Q istatistikleri (4.3) numaralı tabloda sunulmuştur. Ardışık bağımlılık olmadığına ilişkin sıfır önsavının reddi hiçbir durumda mümkün değildir. Kurulan modeller ardışık bağımlılığı tamamıyla yakalayabilmektedir. Hata terimlerinin ABF ve KABF'leri, serinin sunulan süreçlerin tamamıyla uyumlu olduğunu göstermektedir.

Box ve Jenkins (1976, s.17) mümkün olan en az sayıda katsayı kullanarak modelleme yapılmasının önemine işaret etmekte ve basit modellerin, karmaşık modellerden daha iyi öngörüler ürettiklerini iddia etmektedirler. Basit bir model²³, gereksiz katsayıları dahil etmeden seriyi en iyi açıklayandır. α_i ve β_i 'lerin sıfırdan anlamlı düzeyde farklı olmaları gerekmektedir.

KABKDV (1,1), ABKDV (4)'ten daha az katsayı içermektedir. ABKDV (3)'te koşullu varyans denkleminde hesaplanan ikinci ve üçüncü katsayılar anlamsızken, ABKDV (4)'te hesaplanan sabit değer ve hem ilk hem de üçüncü katsayılar anlamsızdır. Logolabilirlik fonksiyonları mukayese edildiğinde de KABKDV (1,1)'in en iyi değere sahip olduğu görülmektedir.

Kurulan modellerin hiç birinde birim kök sorununun reddi mümkün olmamıştır. Daha da önemlisi, sonuçları burada sunulmayan modellerde, modelleri betimleyen belirleyici değişkenler sürekli anlamsız çıkmıştır.

TABLO 4.3. HATA TERİMLERİNİN KARESİ SERİSİNİN Q -İSTATİSTİKLERİ

Gecikme	ABKDV(3)	ABKDV(4)	KABKDV(1,1)	EABKDV(1,1,1)
1	0.7058	0.5446	0.7529	1.0688
4	8.3797	1.8991	2.2422	2.2550
9	8.9994	5.0489	4.1437	3.8222
12	9.1656	6.8503	4.9372	4.5328

²³ "Basit bir model hiç bir zaman gerçeğin betimlemesi olamaz; gerçeği tanımlamak için o kadar karmaşık bir model kurmak gerekir ki bu da uygulamada bir işe yaramaz. Her model kurmada biraz soyutlama ya da yalınlaştırma kaçınılmazdır" (Gujarati, 2001, s.453).

Tablo (4.2)'de sunulan denemelerden ise hem ABKDV (1,1)'de hem de EABKDV (1,1,1)'de sadece α , β ve $\lambda E(I_{t-1})$ 'lerin değil fakat koşullu ortalama fonksiyonunun AB (1) katsayısı da 1'den büyüktür. Gözlem sayısı 104 ve işareti eksi olan hata terimleri de 54 adet olduğundan $E(I_{t-1})$ 0.519231 (54/104) olarak alınmıştır. Farklı yönlü sapmaların dağılımlarının simetrik olduğu varsayıldığında $E(I_{t-1})=0.5$ olarak alınacaktır. Bu varsayıma göre yapılan hesaplama da durağanlık sonucuna ulaşılmasını sağlayamamaktadır.

Katsayıları varyans serisinin durağan olmadığını gösteren bir ABKDV ya da KABKDV modeli, istenmeyen özelliklere sahip olacaktır. KABKDV çözümlemesine göre koşullu varyans değişirken koşulsuz varyans sabittir ve şu şekilde gösterilir;

$$\text{var}(\varepsilon_t) = \frac{c}{1 - (\alpha_1 + \beta + \lambda E(I_{t-1}))} \quad (4.11)$$

fakat bu çözümleme ancak (4.12)'nin geçerliliğiyle mümkündür.

$$(\alpha_1 + \beta + \lambda E(I_{t-1})) < 1 \quad (4.12)$$

$$(\alpha_1 + \beta + \lambda E(I_{t-1})) \geq 1 \quad (4.13)$$

Durum, (4.13)'te ifade edildiği gibi olduğunda $\text{var}(\varepsilon_t) = 0$ ya da daha küçük hesaplanacak ve dolayısıyla hata teriminin koşulsuz varyansı tanımlanamayarak, sürecin varyansının durağan olmadığına karar verilecektir. Sözü edilen durum, varyansta birim kökten başka bütünleşik ABKDV olarak da adlandırılmaktadır. Ortalama denkleminin durağan olmaması gibi varyans denkleminin durağan olmaması da kuramsal olarak anlamsızdır (Brooks, 2002, s.455).

4.2.2. Oynaklık Öngörülleri

Daha önce de tartışıldığı üzere, ABKDV'lerin en önemli katkısı serilerin zaman içindeki oynaklığının modellenmesine imkan vermeleridir. ABKDV modelleri hata teriminin koşullu varyansındaki değişimleri

açıklayabilmektedirler. Tablo (4.2)'de raporlanan modellerden öngörüler oluşturmak oldukça kolaydır. Yapılması gereken (4.14)'te verilen koşullu varyanslar için öngörüler türetmektir.

$$(h_{t+1} | \Omega_T, h_{t+2} | \Omega_T, \dots, h_{t+s} | \Omega_T) \quad (4.14)$$

Burada Ω_T , T . gözlemin olduğu döneme kadar ve o dönemde ulaşılabilen bilgiyi ifade etmektedir. (2.4)'te verilen koşullu varyans fonksiyonunu (2.5)'te KABKDV için yeniden düzenlemiştik. Bunu bir KABKDV (1,1) süreci ve T dönemi için şu şekilde yeniden yazmak mümkündür;

$$h_T = \omega + \alpha \varepsilon_{T-1}^2 + \beta h_{T-1} \quad (4.15)$$

Zamanı birer artırarak da şu denklemleri elde etmek mümkündür;

$$h_{T+1} = \omega + \alpha \varepsilon_T^2 + \beta h_T \quad (4.16)$$

$$h_{T+2} = \omega + \alpha \varepsilon_{T+1}^2 + \beta h_{T+1} \quad (4.17)$$

$$h_{T+3} = \omega + \alpha \varepsilon_{T+2}^2 + \beta h_{T+2} \quad (4.18)$$

Dolayısıyla bir adım sonrasının varyansı şu şekilde öngörülebilecektir;

$$(h_{T+1})_f = \omega + \alpha \varepsilon_T^2 + \beta h_T \quad (4.19)$$

İki adım ötesinin varyansı ise şu şekilde öngörülebilecektir;

$$(h_{T+2})_f = \omega + \alpha E(\varepsilon_{T+1}^2 | \Omega_T) + \beta (h_{T+1})_f \quad (4.20)$$

(4.20) numaralı denklemdeki $E(\varepsilon_{T+1}^2 | \Omega_T)$, T . gözlemin olduğu dönemde, bir sonraki gözlemin oluşacağı dönemin hata teriminin karesine (ε_{T+1}^2) ilişkin bekleyişi ifade etmektedir.

Daha önce de belirttiğimiz üzere model, hata terimlerinin beklenen değerinin sıfır olduğunu varsaymaktadır. Dolayısıyla;

$$\text{var}(\varepsilon_t) = E[(\varepsilon_t - E(\varepsilon_t))^2] \quad (4.21)$$

$$\text{var}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) \quad (4.22)$$

ε_t 'nin koşullu varyansı h_t olduğundan;

$$h_t | \Omega_t = E(\varepsilon_t^2) \quad (4.23).$$

Bu nedenle;

$$E(\varepsilon_{T+1}^2 | \Omega_T) = (h_{T+1})_f \quad (4.24)$$

(4.24)'ü (4.20) numaralı denklemde yerine koyarsak;

$$(h_{T+2})_f = \omega + \alpha(h_{T+1})_f + \beta(h_{T+1})_f \quad (4.25)$$

(4.25)'ü yeniden düzenleyerek şu denkleme ulaşmak mümkündür;

$$(h_{T+2})_f = \omega + (\alpha + \beta)(h_{T+1})_f \quad (4.26)$$

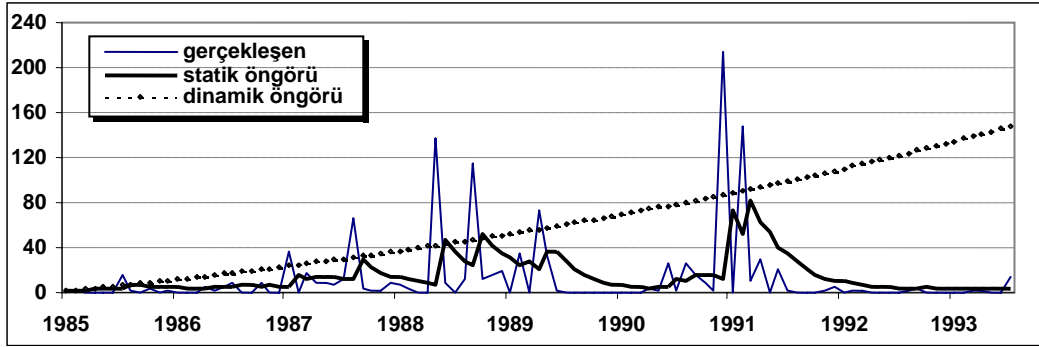
Varyanslar toplanabilir olduğundan ilgili öngörüler de toplanabilir. Bu nedenle $s \geq 2$ 'yi sağlayan her s değeri için s adım ötesine ilişkin öngörü şu şekilde oluşacaktır;

$$(h_{T+s})_f = \omega \sum_{i=1}^{s-1} (\alpha + \beta)^{i-1} + (\alpha + \beta)^{s-1} (h_{T+1})_f \quad (4.27)$$

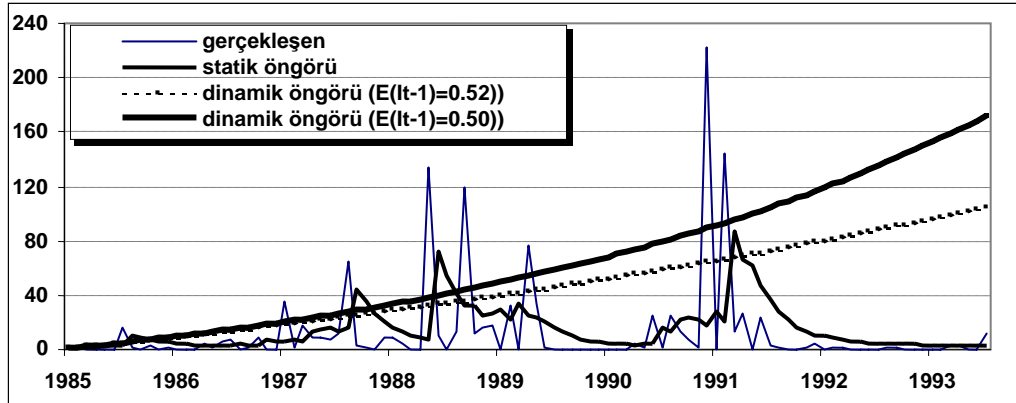
(4.27) numaralı denklemden de kolayca görülebileceği üzere, durağan ($(\alpha + \beta) < 1$) olan bir ABKDV süreci yardımıyla elde edilen s adım ötesine ilişkin öngörüler, tahmin edilen dönemin uzunluğu arttıkça varyansın uzun dönem ortalama değerine yakınsayacaktır. Bütünleşik ($(\alpha + \beta) = 1$) olan bir ABKDV süreci içinse bu yakınsama geçersiz olacaktır.

KABKDV ve EABKDV süreçleriyle elde edilen öngörülerin grafikleri sırasıyla (4.1) ve (4.2) numaralı şekillerde verilmektedir. Her iki modele ilişkin dinamik öngörü de uzun dönem ortalama varyans değerine yakınsamamaktadır. Hesaplamalar sonucunda bulunan $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \beta + \lambda E(I_{t-1}) \geq 1$ gerçeği (4.2) numaralı tabloda da yer almıştı. Şekil (4.1.) ve (4.2) de, durağan olmayan bu modeller kullanılarak yapılacak s

adım öteye ilişkin öngörülerin ne kadar hatalı olabileceği gösterilmektedir. Açıkça görülmektedir ki, uzun dönemli öngörü yapabilmek için seride bulunan birim kök sorununu dönüştürebilen bir çözümleme bulmak gerekmektedir. (4.1) ve (4.2) numaralı şekillerde grafikleri verilen, bir adım ötesine ilişkin statik öngörüler anlamlı sonuçlar veriyor görünmektedirler. Ne var ki, amacımız daha ileriye öngörebilmek olduğundan, statik öngörülere ilişkin değerlendirmelerimizi çalışmamızın sondan bir önceki bölümüne bırakmakta fayda buluyoruz.



Şekil 4.1. KABKDV (1,1) Modeliyle Yapılan Varyans Öngörülleri



Şekil 4.2. EKABKDV (1,1,1) Modeliyle Yapılan Varyans Öngörülleri

BEŞİNCİ BÖLÜM

FAİZ ORANLARININ BİRİNCİ FARKININ MODELLENMESİ

Bütün denemelere rağmen seride birim kök olduğuna ilişkin sıfır önsavının reddi mümkün olmamıştır. Faizlerin modellenmesi ile faizlerdeki değişimlerin modellenmesinin aynı şeyi ifade etmeyeceği açık olmasına rağmen, elimizdeki serinin oynaklığına ilişkin bir model elde edebilmek amacıyla, serinin farkını alarak modelleme çabamıza devam edeceğiz. Yine de bir önceki bölümde sunduğumuz modeller kullanılmaz değildir. Bu modellerden ne şekilde faydalanılabileceği çalışmamızın sondan bir önceki bölümü olan sonuçların karşılaştırılmasında tartışılacaktır.

Başta faiz oranları olmak üzere finansal ve iktisadi zaman serilerinde, çoğunlukla, birinci dereceden birim kök sorunu bulunmaktadır²⁴. Bu nedendir ki, serinin birinci farkının alınması, hemen her zaman, durağan bir seri vermektedir. Birim kök sorununu, sözü edilen çözümü anlatabilecek şekilde, yeniden ifade etmemiz faydalı olabilecektir.

5.1. Birim Kök Sorunu ve Serinin Birinci Farkı

Tahmin etmeye çalıştığımız modelin koşullu ortalama fonksiyonu şu çözümlenmeye sahiptir;

$$r_t = \delta_0 + \delta_1 r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

Burada beyaz gürültü sonucunda oluşan ε_t 'ler elde etmeye çalışıyorduk.

Sabit terim (δ_0) yok varsayılarak yapılacak bir analiz, üzerinde durduğumuz konunun açıklanması açısından bir eksiklik oluşturmayacak

²⁴ Özellikle faizler için bu çalışmada bulunan sonuçlara benzer sonuçlara Barassi ve diğerleri (2001) birden fazla ülke için ulaşılmıştır.

fakat anlaşılmasını kolaylaştırabilecektir. Bu varsayım (5.1) tekrar yazılacak ve yeniden düzenlenecek olursa (5.2)'ye ulaşılabilir,

$$\varphi(L)r_t = (1 - \delta_1 L)r_t = \varepsilon_t \quad (5.2)$$

(5.2) açılarak (5.3) elde edilebilir;

$$r_t = \varepsilon_t + \delta_1 \varepsilon_{t-1} + \delta_1^2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (5.3)$$

Sabit terim olmadığında, ε_t 'ler beyaz gürültü sonucunda oluştuğu sürece tüm t 'ler için,

$$E(r_t) = 0 \quad (5.4)$$

ve

$$\text{var}(r_t) = E(r_t^2) = \sigma_\varepsilon^2 (1 + \delta_1^2 + \delta_1^4 + \dots) \quad (5.5)$$

olacaktır. (5.5)'in sonsuza gitmemesi ancak ve ancak $|\delta| < 1$ ile mümkündür. Dolayısıyla (5.1)'in durağan bir süreç olması, ancak ve ancak $|\delta| < 1$ ise mümkündür. Bu koşulu, yukarıda anlatılanla aynı sonucu vermek üzere, " $\varphi(L)$ 'in kökü ya da $\varphi(L)$ polinomunun sıfır eşiği birim dairenin dışında değil ise (5.1) durağan bir süreç değildir" şeklinde ifade etmek de mümkündür. Kökü hesaplamak için

$$\varphi(L) = 1 - \delta L = 0 \quad (5.6)$$

eşitliği kullanılabilir. Bu denklik L için çözüldüğünde (5.7) elde edilecektir;

$$L = 1/\delta \quad (5.7)$$

Açıktır ki, $|L| > 1$ olabilmesi için $|\delta| < 1$ olmalıdır.

$|\delta| = 1$ 'in (5.8)'de gösterilen tam rassal yürüyüşe, $|\delta| > 1$ 'in ise patlayan sürece neden olacağı her iki yöntemle de açıkça görülebilmektedir.

$$r_t = r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.8)$$

(5.5) numaralı denklemden de görülebileceği üzere, $|\delta| < 1$ dışındaki tüm durumlar için $\text{var}(r_t)$ patlayandır ve $\{r_t\}$ dolayısıyla durağan değildir.

Asıl desen (5.8)'de ifade edilen rassal yürüyüş olsa dahi ε_t 'ye eşit olacağından $\{\Delta r_t\}$ durağan olacaktır;

$$\Delta r_t = (1 - L)r_t = \varepsilon_t \quad (5.9)$$

Dolayısıyla, rahatlıkla denilebilir ki, rassal yürüyüş süreçlerinin birinci dereceden farkı durağan bir seri verir. Bu nedenle, rassal yürüyüşü yok etmenin bir yolu serinin birinci dereceden farkının alınmasıdır.

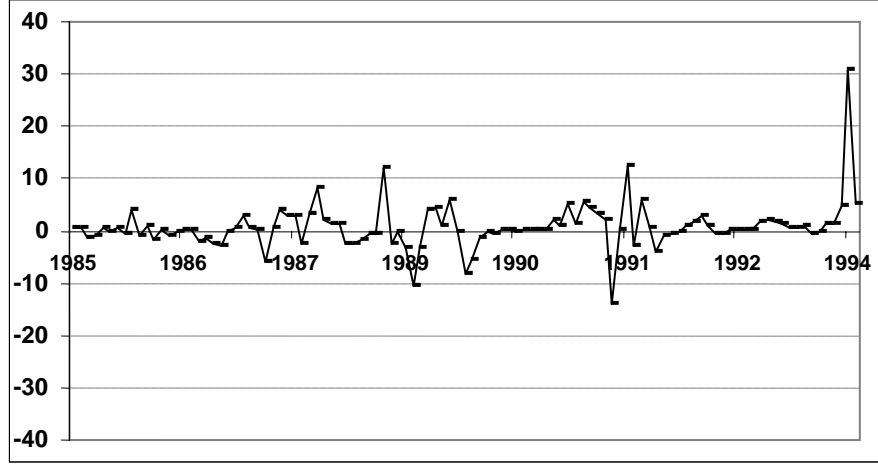
Veriyi oluşturan asıl sürecin ne olduğu bilinmediğinden, $\gamma = 0$ önsavı, (3.18) numaralı denklemlerle verilen en kapsamlı model ve 12 gecikme kullanılarak sınanmıştır. Hesaplanan değer ilgili tablo değerinin oldukça üstünde olduğundan birim kök sıfır önsavının reddi mümkün olmamıştır. Eğilim katsayısı ve sabit değer dışlanması da sonucu değiştirmemiştir. Gecikme sayısı 7'ye indirilip, eğilim katsayısı ve sabit değer dışlanana dek birim kök sıfır önsavının 0.10 anlamlılık düzeyinde dahi reddi mümkün olmamıştır. Gecikme sayısı 7 olduğunda, birim kök sıfır önsavının 0.05 anlamlılık düzeyinde reddi mümkün hale gelmiştir. Enders (1995, s.256)'in de ifade ettiği üzere birim kök sıfır önsavının reddetme güçleri düşüktür. Bu nedenle, bir kere reddetme başarıldığında, sınamalara devam edilmesine gerek yoktur. $\{dr_t\}$ dizisinin birim kök içermediği söylenebilir. Faiz oranlarının değişimi serisi bir rassal yürüyüş süreci değildir.

5.2. Fark Serisinin İstatistikî Açısından Değerlendirilmesi

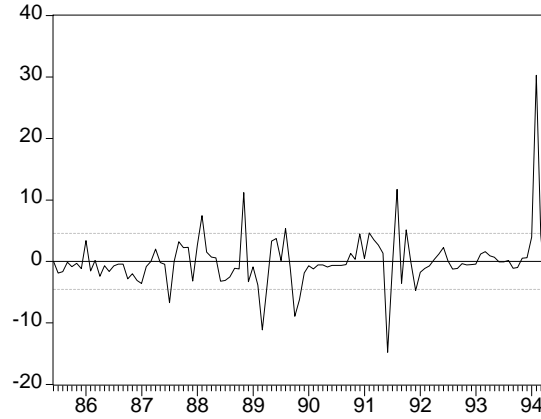
Hazine 12 aylık borçlanma faizlerinin birinci farkından oluşan seri hakkında sadece göz yordamıyla, (5.1) numaralı şekil kullanılarak, fikir yürütmek gerekirse beklenen orta değerinin sıfır olduğunun fakat varyansının zamana bağlı olarak değiştiğinin söylenmesi mümkündür.

Faiz oranlarının birinci farkının bir sabit üzerine regresyonundan elde edilen kalıntıların grafiğini veren (5.2) numaralı şekil, bu kalıntıların bir standart sapma aralığını da göstermektedir. Bu şekilden de rahatça

görülebildiği üzere faiz oranlarının birinci farkı da oldukça oynaktır. Altı çizilmesi gereken bir diğer husus da faiz oranlarındaki değişimin 1994'ün Şubat ayında çok büyük değerler aldığıdır.



Şekil 5.1. 12 Aylık İskontolu DİBS İhraç Faizleri Birinci Farkı



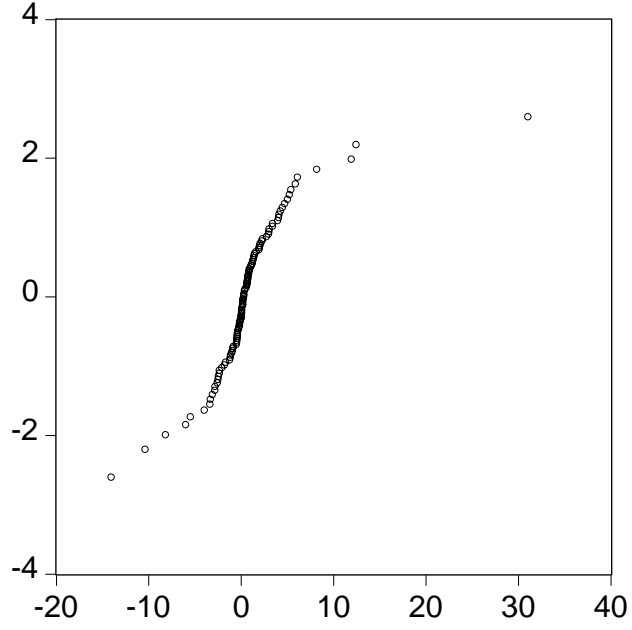
Şekil 5.2. Faiz Oranlarının Birinci Farkının Sabit Değer Üzerine Regresyonundan Elde Edilen Hata Terimleri

(5.1) numaralı tablodan da görülebileceği üzere, son üç gözlemin dışlanması çarpıklığın 2.58598'den -0.26137 'ye düşmesini sağlamıştır. Bu nedenle, serinin dağılımında görülen sağ kuyruğa son üç gözlemin neden olduğu söylenebilir. Bunların dışlanmasıyla sağ kuyruk ortadan kalkmakta fakat leptokurtosis varlığını korumaktadır. 21.38926'dan, 7.87030'a gitmesine rağmen kurtosis, 3'ün altına inmedikçe sivriliğin yok olduğunun söylenebilmesi mümkün değildir. Gözlenen Jarque-Bera istatistiğinin kabul bölgesinde olma olasılığı, her iki durum için de, 0 olarak hesaplanmıştır. Bu da ifade etmektedir ki, son üç gözlemin dışlanması sonrasında dahi seri normal dağılmamaktadır. Kuantayllerin sol yarısınının görece doğru fakat sağ

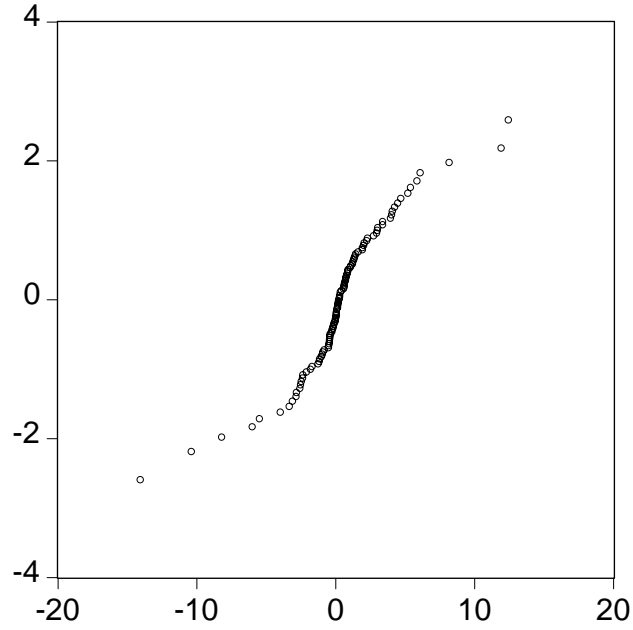
yarısının ise içbükey olması da sivrilik iddiamızı desteklemektedir. Bu durum tüm gözlemler kullanılarak yapılan çizim olan şekil (5.3)'ten başka son üç gözlem dışlanarak yapılan çizim olan şekil (5.4)'ten de izlenebilmektedir. Unutulmamalıdır ki, leptokurtosisin yüksek bulunması sadece sivriliğe değil fakat kuyrukların kalın olduğuna da işaret etmektedir. İşte bu özellik, finansal serilerin hemen hepsinde mevcut olmasına rağmen doğrusal modeller tarafından tanımlanamamaktadır (Brooks, 2002, s.437).

TABLO 5.1. FAİZ ORANLARININ BİRİNCİ FARKI ÖRNEKLEM İSTATİSTİKLERİ

İstatistik	05.1985-04.1994	05.1985-01.1994
Ortalama	0.70458	0.41164
Standart Sapma	4.54583	3.45345
Çarpıklık	2.58598	-0.26137
Kurtosis	21.38926	7.87030
En yüksek	31.00000	12.41252
En düşük	-14.08000	-14.08000
Ortanca	0.25027	0.22028
Jarque-Bera	1626.90900	103.96980
P	0.00000	0.00000



Şekil 5.3. Mayıs 1985 – Nisan 1994 Faiz Oranlarının Birinci Farkının Dağılımının Normal Dağılımla Karşılaştırılması



Şekil 5.4. Mayıs 1985 – Ocak 1994 Faiz Oranlarının Birinci Farkının Dağılımının Normal Dağılımla Karşılaştırılması

Faiz oranlarının birinci farkına ait Ljung-Box Q -istatistikleri, 12 aylık gecikme de dahil olmak üzere, Mayıs 1985 - Ocak 1994 dönemi için hesaplanarak bir kısmı (5.2) numaralı tabloda sunulmuştur. Tam beyaz gürültü sıfır önsavı tüm seri için tek gecikme dışında reddedilmişken, son üç gözlemin dışlandığı seri için bütün durumlarda reddedilmiştir. Bir diğer

ifadeyle, ortalaması sıfır, varyansı değişmeyen, ardışık bağımlı olmayan olasılıklı hata terimleri kümesi elde etmek mümkün olmamıştır. Sadece faizler değil birinci farkları da birbirinden bağımsız değildir. Başka bir ifadeyle, faiz oranlarının birinci farkı bağımsız değişimler sonucu oluşmamaktadır. dr_{t+s} ve dr_t istatistiki açıdan bağımsız değildir. Süreç beyaz gürültü olmadığı gibi tam rassal da değildir.

TABLO 5.2. FAİZ ORANLARININ BİRİNCİ FARKINA AİT Q -İSTATİSTİKLERİ

Gecikme	05.1985-04.1994	05.1985-01.1994
1	3.88*	2.01*
4	9.09	14.92*
9	13.57	26.27*
12	14.7	32.63*

Durağan bir serinin doğrusal olduğunu söyleyebilmek ancak ve ancak bu serinin tam beyaz gürültü süreçlerinin doğrusal fonksiyonu olarak ifade edilebilmesiyle mümkündür. Başka bir ifadeyle, $\{\varepsilon_t\}$ bir beyaz gürültü serisi ise ve (5.10) da mümkün ise $\{r_t\}$ doğrusal bir seridir.

$$r_t = \sum_{s=0}^{\infty} a_s \varepsilon_{t-s} \quad (5.10)$$

Durağan normal süreçler her zaman doğrusaldır fakat diğer beyaz gürültü süreçleri her zaman doğrusal olmayabilir (Priestly, 1981, s.816-890). Doğrusallık, sonlu varyans süreçlerinin ortak varyans yapısına ilişkin çeşitli kısıtlamalar içermektedir. Çoğunlukla, $E[r_t r_{t+s} r_{t+s+x}]$ 'ye ilişkin istatistiksel açıdan anlamlı tahmin örnekleri ya da büyük s değerleri için $E[r_t^2 r_{t+s}^2]$ 'in yüksek değerleri doğrusal olmayan bir sürece işaret edeceklerdir (Akgiray, 1989, s.57).

Faiz oranlarında Şubat 1994'te görülen değişimler on yılın ortalamasının oldukça üstündedir. Bu dönemin hata teriminin sıfır olan ortalamaya uzaklığı altı standart sapmadan fazladır. Bu ve daha önce sayılan diğer nedenlerle, faizlerin birinci farkı serisinde de son üç gözlemin örneklem dışı bırakılması uygun olacaktır.

Faiz oranlarının birinci farkının kareleri serisine ait Ljung-Box Q istatistikleri (5.3) numaralı tabloda verilmektedir. Son üç gözlemin dışlandığı seri için ilk gecikmeden sonra ardışık bağımlılığın olmadığı yönündeki sıfır önsavını reddetmek mümkündür. Karesi alınmış bir sonraki dönem farkların dağılımı sadece bu dönemin değil aynı zamanda daha önceki dönemlerin farklarına da bağlıdır. Bu sonuç, faiz oranlarının birinci farklarının tam beyaz gürültü sonucunda oluştuklarına dair sıfır önsavının reddi için yeterli bir kanıttır. Bu sonuç aynı zamanda ABKDV'ye de işaret etmektedir.

TABLO 5.3. FAİZ ORANLARININ BİRİNCİ FARKININ KARELERİNE AİT Q -İSTATİSTİKLERİ

Gecikme	05.1985-04.1994	05.1985-01.1994
1	0.01	0.17
4	0.05	17.17*
9	0.14	17.53*
12	0.23	18.75

ABKDV etkileri için Lagrange çarpanı (LÇ) sinama sonuçları (5.4) numaralı tabloda verilmektedir. ABKDV etkisinin olmadığı yönündeki sıfır önsavı birinci gecikmeden sonra reddedilmiştir. Bu sonuçlar, (5.2) numaralı tablonun sonuçları ile tutarlı olarak faizlerin birinci farkı serisinde ABKDV etkilerinin mevcut olduğunu göstermektedir. Hatırlanacağı üzere, Ljung-Box Q istatistikleri de faizlerin birinci farkının karelerinde ilk gecikmeden sonra ardışık bağımlılık olduğunu göstermekteydi.

TABLO 5.4 $\{dr_t = c + e_t\}$ İÇİN ABKDV-LÇ SINAMA SONUÇLARI

İstatistik	p = 1	p = 2	p = 3
TR^2	0.0644	9.3782	9.2632
reddetmeme olasılığı	(0.7997)	(0.0092)	(0.0247)
F	0.0632	5.0120	3.2649
reddetmeme olasılığı	(0.8020)	(0.0084)	(0.0260)
AIC	9.7497	9.6828	9.7122

5.3. Faiz Oranlarının Birinci Farkını İnceleyen Modeller

Kısa dönem faiz oranları, faiz oranlarının dönemsel yapısının, moda olan tabirle getiri eğrisinin, tüm dönemlerini etkileyebilen önemli bir araçtır. Bu nedenle, kısa dönem faiz oranlarındaki değişimleri ve bu değişimlerin oynaklığını açıklayabilen bir model kurabilmek oldukça önemlidir.

Sadece finans alanı düşünülecek olursa, faiz oranlarındaki değişimleri ve bu değişimlerin oynaklığını yakalayabilen bir model, tahvil ve bono fiyatlarının hesaplanmasında kullanılan modellerden başka, faiz oranlarına bağlı çeşitli türev araçların fiyatlaması modellerinde ve faiz riskinden korunmada kullanılan enstrümanların fiyatlanmasında da büyük önem arz edecektir. Örneğin, *swa*pların ve opsiyon *swa*plarının olduğu kadar gömülü opsiyonlar²⁵ gibi uzun dönemli türev işlemlerin fiyatlanması için de faiz değişimindeki oynaklığın o dönem için bilinmesi yeterli olmayacak, bu oynaklığın zaman serisi özelliklerine ihtiyaç duyulacaktır.

5.3.1. Faiz Oranlarının Seviyesi ve Oynaklığı İlişkisi

Faiz oranlarının ne seviyesinin ne de oynaklığının dinamiğine ilişkin bir fikir birliğinin mevcut olmadığına çalışmamızın başında değinmiştik. Tahmin edileceği üzere, faiz oranlarındaki değişimin seviyesinin ya da oynaklığının dinamiği üzerine de bir fikir birliği bulunmamaktadır. Bununla birlikte, hemen yukarıda da ifade ettiğimiz üzere, faiz oranlarındaki değişim de hem kuramsal hem de uygulamaya yönelik büyük öneme sahiptir. Bu nedenle, ekonometri yazınında, faiz oranlarının birinci farkının dinamiğini açıklamaya yönelik çalışmalar devam etmektedir.

Chan ve diğerleri (1992), bu denemeleri özetlemiş ve karşılaştırarak incelemişlerdir. Faiz oranlarının dönemsel yapısının dinamiğini açıklamayı deneyen bu modellerin tamamının (5.11)'de verilen olasılıklı fark denkleminde yuvalandığını ifade etmişlerdir.

$$dr = (\alpha + \beta r)dt + \sigma r^{\kappa} dZ \quad (5.11)$$

²⁵ Gömülü opsiyonlar, satıcısına vadesinden önce geri çağırma ve alıcısına vadesinden önce ifa isteme hakkı verenler olmak üzere başlıca iki şekilde görülmektedir. Benzer seçenekler içeren borç ve mevduat araçları da aynı isimle anılmaktadırlar. Mesela, finansal kuruluşa vadesinden sonra olmamak üzere istediği anda anaparayı da ödeyerek anlaşmayı sona erdirmeye hakkı veren sabit faizli mevduatlar da, borçlusuna vadesinden önce oluşan faizin tamamını ve anaparayı ödeyerek hesabı kapatma hakkı veren borç sözleşmeleri de gömülü opsiyonlar olarak adlandırılmaktadırlar.

Bu denklem, kısa dönem faiz oranlarının birinci farkının koşullu ortalama ve varyansının r 'nin seviyesine bağlı olduğunu ifade etmektedir. Kolayca anlaşılabilceği üzere κ faiz oranlarındaki değişimin oynaklığının faiz oranlarının seviyesine duyarlılığını vermektedir. Chan ve diğerleri (1992), bir aylık hazine bonosunun getirilerini kullanarak, farkın oynaklığının faiz oranının seviyesine duyarlılığının (κ) faiz oranları modelleri açısından en önemli unsur olduğunu göstermektedirler. Kısa dönem faiz oranlarının dinamiğini yakalamakta, $\kappa \geq 1$ 'e izin veren modellerin κ 'yı 1'den küçük kabul eden modellere nazaran daha başarılı olduğunu belirtmektedirler.

Sözü edilen çalışma, bir çok modeli inceliyor olmasına rağmen, aşağıda verilen 5 eşitlikle bu modellerin tamamının özetlenmesi mümkündür:

Faiz oranlarının seviyesinin değişimin oynaklığına etkisinin olmadığı iddiası;

$$dr = (\alpha + \beta r)dt + \sigma dZ \quad (5.12)$$

seviyenin oynaklığa etkisinin olduğu fakat düşük olduğu iddiası;

$$dr = (\alpha + \beta r)dt + \sigma r^{1/2} dZ \quad (5.13)$$

etkinin tam olduğu iddiası;

$$dr = (\alpha + \beta r)dt + \sigma r dZ \quad (5.14)$$

etkinin yüksek olduğu iddiası;

$$dr = \sigma r^{3/2} dZ \quad (5.15)$$

ve etki üzerine iddiası olmayan fakat etkiyi hesaplamayı öneren model

$$dr = \beta r dt + \sigma r^\gamma dZ \quad (5.16)$$

Chan ve diğerleri (1992), yukarıda verilen sürekli zamanlı modellerin katsayılarının tahmininde (5.17)'de verilen kesit zamanlı ekonometrik ifadeyi kullanmaktadırlar.

$$\begin{aligned} r_{t+1} - r_t &= \delta_0 + \delta_1 r_t + \varepsilon_{t+1} \\ h_t &= \sigma^2 r_t^{2\kappa} \end{aligned} \quad (5.17)$$

Brenner ve diğerleri (1996), oynaklığın sadece faiz oranlarının fonksiyonu olarak katsayılaştırıldığı bu sürekli zamanlı modelleri, oynaklığın faiz piyasasının maruz kaldığı ani şokların fonksiyonu olarak katsayılaştırıldığı *KABKDV* modelleriyle mukayese etmektedirler. İki tür modelin de zayıf yönlerinden bahsettikten sonra başka bir model önermektedirler. Bu model, oynaklığı hem faiz oranlarının seviyesinin hem de ani şokların fonksiyonu olarak vermektedir.

Brenner ve diğerleri (1996), hem faiz oranının seviyesi hem de ani şoklar modele dahil edildiğinde oynaklığın seviyeye duyarlılığının azaldığını göstermektedirler. Buna bağlı olarak da ekonometri yazınında yaygın olan, oynaklığın seviyeye duyarlı olduğu yönündeki iddianın, modellere şokun dahil edilmemesinden kaynaklandığını ifade etmektedirler.

5.3.2. Koşullu Varyansa Asıl Denklemden Yer Verilmesi

Shiller (1979) uzun dönem faiz oranlarının yeniden düzenlenmiş bekleyişler önsavıyla²⁶ tutarlı olamayacak kadar oynak olduğunu bulmuştur. Mankiw ve Summers (1984) de aşırı duyarlılık önsavının bu oynaklığı açıklayıp açıklayamayacağını incelemiş ve uzun dönem oranının kısa dönemdeki değişimlere aşırı tepki verdiğini iddia eden bu önsavın, faiz oranlarının dönemsel yapısını açıklamaktan uzak olduğunu bulduktan sonra bir de değişebilir likidite priminin, bekleyişler önsavını açıklayıp açıklayamayacağını ele almıştır.

$$R_t = \theta + (1 - \gamma) \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^k E_t(r_{t+k}) \quad (5.18)$$

$$\gamma = \frac{1}{1 + R^*} \quad (5.19)$$

²⁶ Bekleyişler önsavı, ileri vadeli faiz oranlarının, ilgili beklenen kısa dönem faiz oranlarının yansız tahmincisi olmasına dayanır. Fakat Hicks (1946), ileri vadeli faiz oranlarının ortalama geri ödeme süresi ve ödememe riskinden de etkilendiğini vurgulayarak, kuramı değiştirmiştir. Özellikle ödememe riski, ileri vadeli faiz oranlarını, ilgili beklenen oranların yanlış tahmincisi haline getirmektedir. Dolayısıyla, ileri vadeli faiz oranları, beklenen faiz oranlarından risk primi kadar fazladır. Ayrıca, farklı vadeli kıymetler birbirlerinin mutlak ikamesi olamazlar. Uzun döneme ilave getiri teklif edilmediğinde yatırımcılar kısa dönemde borç vermeyi tercih edecektir. Dolayısıyla, uzun vadede borçlanmak isteyenler daha yüksek faiz teklif etmeğe mecburdurlar.

$$0 < \gamma < 1$$

$$(5.20)$$

Yukarıda üç denklemlerle ifade edilen modeli kullanarak, uzun dönem faiz oranlarını rasyonel beklenen kısa dönemli faiz oranlarıyla açıklamayı denemişlerdir. Burada, E_t , t döneminde ulaşılabilir bilgiye bağlı olarak oluşturulabilecek rasyonel bekleyişi gösterirken, θ risk ya da likidite primidir. R_t , ilgili kıymetin t döneminden vade sonuna kadar getirisini verirken R^* ortalama faizdir.

Aşırı duyarlılık önsavını sınarken θ 'ın sabit olduğunu varsaymış fakat bu varsayımın doğru olamayacağını bulmuşlardır. Özellikle çok kısa vadede görülen çok ve yüksek değişebilir likidite primini de açıklamayı başaramayınca, çalışmalarına dalgalanan likidite primlerini açıklayabilecek bir model geliştirmenin önemini vurgulayarak son vermişlerdir.

Engle ve diğerleri (1987) birçok farklı vadelerdeki finansal varlıklarda gözlenen zamana bağlı değişen risk priminin beklenmeyen faiz hareketlerinden kaynaklanıyor olabileceğini iddia etmişler ve buna bağlı olarak da bir dönem elde tutmanın getirisinin koşullu varyans kullanılarak tahmin edilebileceğini göstermişlerdir. Ortalama denkleminin koşullu varyansın açıklayıcı değişken olarak ilave edildiği ABKDV-O modelini finans yazınına kazandırmışlardır. Bu modeli kullanarak gerçekleştirdikleri denemelerle, değişim oynaklık ya da koşullu varyans çözümlemesi kullanan birçok yapısal modelin ulaştığı sonuçları karşılaştırmışlar ve ABKDV-O modelinin daha başarılı olduğunu göstermişlerdir. Buna ek olarak, diğer modellerde açıklayıcı değişken olarak yer alan etmenlerin, eklenen değişen varyans nedeniyle, istatistiki açıdan anlamsız hale geldiklerini göstermişlerdir.

Sözü edilen model, daha önce defalarca açıklanan ve faiz oranlarını modelleme denemelerimizde kullandığımız p gecikmeli basit ABKDV modelinin bir başka türevidir. Bu modelin temel farkı, değişen koşullu varyansların, hata terimi aracılığıyla dolaylı olarak değil, doğrudan denkleme girerek portföyün beklenen etkiliyor olmalarıdır.

Riskten kaçınan yatırımcılar, riskli varlıkları elde tutmak için bedel isterler. Portföyün sadece bir hazine borçlanma enstrümanı ve getirileri

normal dağılmış bir riskli finansal varlıktan oluştuğu basit bir kurgulamada risk, elde tutulan kıymetin getirilerinin varyansı ve beklenen getirinin artışı sonucunda oluşan bedelle ölçülür. Getirilerin beklenen değeri ile varyansı arasındaki ilişki, ki bu ilişki finansal varlığın fiyatının tam denge noktasında oluşmasını sağlamaktadır, yatırımcıların fayda fonksiyonu ve finansal varlıkların arz fonksiyonlarıyla belirlenecektir. Engle ve diğerleri (1987, s.392-394), yukarıda bahsi geçen ilişkiyi inceleyebilmek için, riskli finansal varlığın sağlayacağı getirinin ve riskten kaçınan yatırımcıların bu finansal varlık için teklif edeceği fiyatın zaman içinde değişeceğini varsaymaktadırlar. Bu denge fiyatıdır ki, beklenen değer ile varyans arasındaki ilişkiyi belirler ve dolayısıyla risk primi ile varyans arasındaki bağlantıyı kurar. Bu yaklaşım sonucunda önerdikleri model şu şekildedir;

$$\begin{aligned} y_t &= \delta_0 + \delta_1 \sqrt{h_t} + \varepsilon_t, \\ h_t &= \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 = \omega + \alpha(L) \varepsilon_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (5.21)$$

Açıkça görülebileceği üzere risk, getiriyi, hata terimleri aracılığıyla değil, doğrudan $\sqrt{h_t}$ biçiminde ortalama denkleminde yer alarak belirlenmektedir.

Bu bölümün kalanında yukarıda bahsi geçen modeller kullanılarak, hazine borçlanma oranlarının birinci farkı modellenmeye çalışılacak, sözü edilen etkilerin var olup olmadığına bakılacaktır.

5.4. Faiz Oranlarının Birinci Farkını Modelleme Denemeleri

Faiz oranlarının birinci farkının durağan olduğundan bu bölümün ilk alt başlığında bahsedilmişti. Daha sonra (5.3) numaralı tabloda da serinin bağımsız bir süreç sonucunda oluşmadığı bulunmaktan başka ABKDV'nin de var olabileceği görülmüştü. (5.4) numaralı tabloda da bu şüphemizin haklılığı ve seride ABKDV etkilerinin mevcut olduğu ortaya konulmuştu. Bütün bu sonuçlar, faiz oranlarının birinci farklarından oluşan seriyle bir ABKDV modelinin denenmesinin uygun olacağına işaret etmektedir.

5.4.1. Faiz Oranlarının Seviyesi ve Birinci Farkın Oynaklığı

Burada yapacağımız denemelerin bir amacı faiz oranlarının birinci farkının oynaklığının modellenmesi, diğeri ise bu oynaklık ile faiz oranlarının seviyesi arasında bir ilişki olup olmadığının bulunması olacaktır. Böyle bir ilişki bulunacak olursa etkisinden başka yönü de açıklanmaya çalışılacaktır. 5.3.1 numaralı bölümde de açıkladığımız üzere, ikinci amaç için, modelin varyans denklemine yeni bir katsayı ilave edilmesi gerekmektedir. Tabi ki bu model, oynaklığın faiz oranlarının seviyesine duyarlılığını sınamaktan başka, diğere ABKDV modelleri gibi beklenmeyen faiz değişimlerinin etkilerini de verebilecektir. Tahmin edeceğimiz model (5.22)'de verilmektedir.

$$\begin{aligned} dr_t &= c + \varepsilon_t \\ h_t &= \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \zeta r_{t-1}^\kappa \\ dr_t &= r_t - r_{t-1} \end{aligned} \quad (5.22)$$

(5.5) numaralı tabloda bu modelden başka KABKDV (1,1)'in sonuçları da sunulmaktadır. (5.22)'de verilen model tahmin edilmeye çalışılırken, (5.13) ve (5.15) ile benzer şekilde, κ 'ya düşük duyarlılığı sınamak üzere 0.75, yüksek duyarlılığı sınamak üzere ise 1.50 değerleri verilmiştir. Basit KABKDV (1,1) modeli ise, faiz oranlarının seviyesi ile faiz oranlarının birinci farkının oynaklığı arasında bir ilişki aramamaktadır. Bu tabloda da, diğereinde olduğu gibi, parantez içindeki değerler altında buldukları değerlerin standart sapmalarını vermektedir.

κ 'nın dahil edildiği her iki modelde de açıklayıcı değişkene ait katsayı olan ζ , istatistiki açıdan anlamsız çıkmıştır. Dolayısıyla kullandığımız seri için faiz oranlarının seviyesi ile faiz oranlarının birinci farkı arasında bir ilişki bulunamamıştır.

Tahmin edilen ABKDV (1,1) modeli aşağıda verilmektedir:

$$\begin{aligned} dr_t &= 0.286162 + \varepsilon_t \\ &\quad (0.224766) \\ h_t &= 1.020405 + 0.263057 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.713732 h_{t-1} \\ &\quad (0.117149) \quad (0.090020) \end{aligned}$$

TABLO 5.5. KABKDV (1,1) ve TÜREVİ MODELE İLİŞKİN TAHMİNLER

Katsayı	KABKDV (1,1)	K = 0.75	K = 1.5
c	0.286162 (0.224766)	0.326140 (0.224888)	0.324901 (0.225405)
ω	1.020405 (0.553800)	2.540999 (1.898458)	1.814776 (1.241730)
α	0.263057 (0.117149)	0.269439 (0.129808)	0.266934 (0.129601)
β	0.713732 (0.090020)	0.704064 (0.099160)	0.702579 (0.102012)
ζ	...	-0.066718 (0.063295)	-0.001440 (0.001370)
$\alpha + \beta$	0.976789	0.973503	0.969513
Regresyonun standart hatası	3.507200	3.523612	3.523643
Logolabilirlik	-266.8595	-266.4198	-266.3954

Bu modelin her iki belirleme katsayısı da % 5 güven aralığında istatistiki açıdan anlamlıdır. İlave olarak, tahminin tutarlılığının sınanabilmesi açısından, elde edilen hata terimlerinin karesinin ABF ve KABF'leri incelenmiştir. (5.6) numaralı tabloda verilen bu sonuçlara göre seride ardışık bağlanım kalmamıştır. Tahmin edilen model kullanılan seriyle uyumludur. ABKDV (1,1) için tahmin edilen $\alpha + \beta$ 1'den küçük olduğu için tahmin edilen model durağandır.

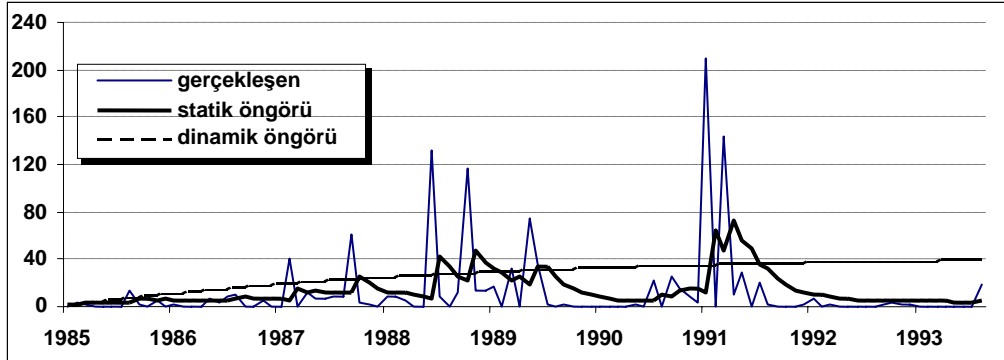
TABLO 5.6. HATA TERİMLERİNİN KARESİNE İLİŞKİN İSTATİSTİKLER

Gecikme	ABF	KABF	Q-İstatistikleri
1	-0.082	-0.082	0.7131
4	0.124	0.120	2.5978
9	0.078	0.086	4.4748
12	-0.044	-0.025	5.3986

KABKDV (1,1) modelinin tutarlılığı, standartlaştırılmış hata terimlerinin (ε_i/σ_i) Bollerslev (1986, s.308-313)'de verilen spesifikasyona uygun olarak, standart normal dağılıma sahip olup olmadıkları da sınınmış ve sonuçlar (5.7) numaralı tabloda verilmiştir. Jarque-Bera sınaması normal olmama önsavını reddedememektedir. Bundan başka, KABKDV (1,1) modeli, faiz oranlarının birinci farkının koşulsuz varyansında mevcut olan leptokurtosisi yakalayamamaktadır. Kurtosis ölçüsü hala yüksek değer almaktadır. Bu durum KABKDV (1,1) modelleri için beklenmeyen bir durum değildir (Brooks, 2002, s.460-461).

TABLO 5.7 HATA TERİMLERİNE İLİŞKİN İSTATİSTİKLER

Ortalama	En küçük	Kurtosis
0.059	-4.132	8.365
Ortanca	Standart Sapma	Jarque-Bera
-0.025	1.000	124.733
En yüksek	Çarpıklık	P
4.295	0.020	0.000



Şekil 5.5 KABKDV (1,1) Modeliyle Yapılan Varyans Öngörülleri

5.4.2. Risk Priminin Değişiminin Hesaplanmasına Riskin Doğrudan Dahil Edilmesi

Burada arayacağımız ilişki, (5.3.2) numaralı alt başlıkta detaylarıyla incelenen Engle ve diğerlerinin (1987) ileri sürdüğü *ABKDV-O* modelidir. Faiz oranlarının birinci farklarının ortalaması ile koşullu standart sapmaları ya da varyansları arasındaki ilişki doğrudan mıdır yoksa ortalama denkleminin hata terimleri aracılığıyla mı çalışır? Bu sorunun cevaplanabilmesi için aşağıda verilen iki modeli de deneyeceğiz. (5.23) koşullu standart sapmayı $(\sqrt{h_t})$

ortalama denklemine yerleştirirken (5.24) koşullu varyansı (h_t) kullanmaktadır.

$$\begin{aligned} dr_t &= c + \delta\sqrt{h_t} + \varepsilon_t \\ h_t &= \omega + \alpha_i\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \\ dr_t &= r_t - r_{t-1} \end{aligned} \quad (5.23)$$

$$\begin{aligned} dr_t &= c + \delta h_t + \varepsilon_t \\ h_t &= \omega + \alpha_i\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \\ dr_t &= r_t - r_{t-1} \end{aligned} \quad (5.24)$$

Kolayca görülebileceği üzere bu modeller, (3.5)'te verilen standart KABKDVO modeline, koşullu standart sapma ($\sqrt{h_t}$) veya koşullu varyans (h_t) açıklayıcı değişkenlerinin eklenmesiyle elde edilmektedirler. Modellerde yer verdiğimiz üçüncü denklemler faizin farkını tanımlarken, hangi dönemden hangi dönemi çıkardığımızı göstermektedir.

δ 'nın istatistiki açıdan anlamlı çıkması onu risk primi olarak kabul etmemiz için yeterli olmayacaktır. Riskten kaçınan her yatırımcı için bu katsayının aynı zamanda sıfırdan büyük bir değer alması da beklenenecektir. Görüldüğü üzere, $\sqrt{h_t}$ ya da h_t 'de meydana gelen bir artış, risk priminin arttığını göstermektedir. Bu nedenle, δ 'nın sıfırdan küçük çıkması, yatırımcının artan riske rağmen daha az getiriye kabul ettiğini ifade edecektir ki bu, istatistiki açıdan anlamlı olabilse dahi, finans kuramı açısından anlamsızdır.

(5.8) numaralı tabloda, tahmin edilmiş ABKDVO modellerinden iki tanesi ve iki tane de KABKDVO modeli sunulmaktadır. Tabloda yer verilen ABKDVO modelleri, 12 gecikme dahil tahmin edilen modellerden logolabilirliği en yüksek iki tanesidir. Ne var ki, δ hiç birinde istatistiki açıdan anlamlı değildir. Bu durum, tahmin edilen modelleri kullanılmaz yapsa dahi, anlamlı olmaması sorun yaratmamaktadır. Herhangi birinde δ 'nın anlamlı çıkması durumunda, tamamı 0'dan küçük değerlere sahip oldukları için, bu piyasada borç verenlerin irrasyonel olduğuna karar verilmek zorunda kalınacaktı.

Sonuç olarak; tahmin denklemlerinde yer verilen, koşullu standart sapma ve koşullu varyans terimlerinin işareti pozitif olmadığı gibi, yapılan tahminler istatistiki açıdan da anlamsızdır. Bu nedenle, koşullu standart sapma ya da koşullu varyans terimleriyle ifade edilen yüksek piyasa riskinin bu piyasa için daha yüksek getirilere neden olduğunu söylemek mümkün değildir.

TABLO 5.8. ÇEŞİTLİ ABKDV-O TAHMİNLERİ

Katsayı	ABKDV-O (4) $(h_t)^{1/2}$	ABKDV-O (5) h_t	KABKDV-O (1,1) $(h_t)^{1/2}$	KABKDV-O (1,1) h_t
δ	-0.360223 (0.122409)	-0.012329 (0.020699)	-0.363773 (0.310699)	-0.028184 (0.045000)
c	1.421968 (0.363627)	0.483576 (0.220518)	1.358155 (0.917230)	0.586069 (0.489079)
ω	1.538338 (0.723960)	4.031403 (0.733005)	1.316917 (0.744548)	1.305786 (0.779016)
α_1	0.004679 (0.069909)	0.098232 (0.103278)	0.342219 (0.157324)	0.318398 (0.155533)
α_2	0.186776 (0.126931)	0.167571 (0.129392)
α_3	0.500510 (0.195402)	-0.001058 (0.054675)
α_4	0.616134 (0.231344)	0.561038 (0.136957)
α_5	...	-0.051060 (0.043332)
β	0.634598 (0.120005)	0.652370 (0.124659)
$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \beta$	1.308099	0.774723	0.976817	0.970768
Logolabilirl ik	-255.9396	-257.0791	-268.0109	-268.5110

İkinci bölümden sonra, dördüncü ve beşinci bölümlerde de gerek faiz oranlarını gerekse de faiz oranlarının birinci farkını kullanarak çeşitli modeller kurduk ve kurduğumuz bu modellerle oynaklık öngörülerini ürettik. Bu modeller ve öngörülerinin karşılaştırılması, serinin özelliklerini en iyi yakalayan modelin ortaya çıkarılmasını sağlayacaktır. Bu amaçla, altıncı bölümde, sözü edilen üç bölümde kurulan modeller karşılaştırmalı olarak ele alınmaktadır.

ALTINCI BÖLÜM

ÇEŞİTLİ MODELLERDEN ELDE EDİLEN SONUÇLARIN KARŞILAŞTIRILMASI

Bu çalışmada, faiz oranları serisinin kendisinden başka karesinde de gözlenen ardışık bağımlılığı ifade etmek üzere, koşullu değişen varyansı da içeren bir zaman serisi modeli kurulması amaçlanmıştır.

6.1. Faiz Oranlarının Oynaklığı Modellerinin Karşılaştırılması

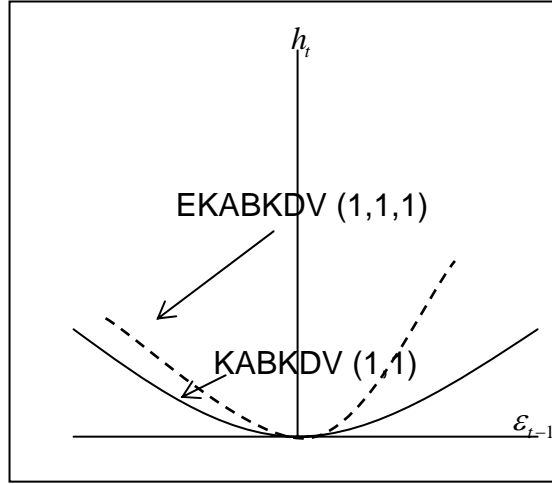
(4.1) ve (4.2) numaralı şekillerin de desteklediği üzere, serinin durağan olmaması ya da durağan bir biçime dönüştürülememesinin bir dönem sonrasının öngörüsünü bozmadığı gözlenmiştir. Öngörülen dönem uzadıkça hataların artmasına ve öngörülerin anlamsız hale gelmesine rağmen, bir dönem sonrasının öngörülerini anlamlıdır. Bu iki şekilde yer verilen her üç statik öngörü de, dinamik öngörülerin aksine, oldukça iyi çalışmaktadırlar. Dolayısıyla, durağan olmama kısa dönemde sorun olmayabilmektedir. Keza, Stock (1994) da birim kökün uzun dönemli ilişkilerde sorunlara neden olduğundan bahsetmektedir.

Yukarıda bahsi geçen modeller hakkında yorum yapmadan önce, dördüncü bölümde ele alınan, hata terimlerinin dönemler arası bağımlılığını ve değişen varyans özelliğini ihmal etmeleri nedeniyle ilkel bulduğumuz modelleri incelemek faydalı olabilecektir. (2.1) ve (2.2) numaralı şekillerden de görülebileceği üzere *GDO* yöntemi, ne statik ne de dinamik açıdan bir tahminde bulunmamaktadır. Açıkça görülmektedir ki, bir uygulamacı buradan makul bir tahmin elde edebilmek için hesaba dahil ettiği dönemlerle oynamayı tercih edecektir. Aksi takdirde gerçekleşmenin tahminden çok uzakta bir yerde oluşacağını en baştan kabul etmesi gerekecektir.

Denenen bir diğ er ilkel model de ÜAHO modelidir. Bu modelde eksilme ç arpanı büyük önem arz etmektedir. Riskmetrics'in önerdiğ inden çok daha düşük bir de ğ er kullanılarak oynaklı ğ ın bir nebze de olsa yakalanması mümkün olmuştur. Yalnız burada ölçe ğ in çok büyük oldu ğ u gözden kaçırılmamalıdır. Eksilme ç arpanının Riskmetrics'in önerdiğ inden çok daha düşük olması, küreselleş menin artıyor olmasına ve bu süreçte en ç abuk davranan sektör finans sektörü olmasına rağmen ulusal piyasaların hala öznelliklere sahip oldu ğ u yönünde yorumlanabilir. Daha küçük bir eksilme ç arpanı kullanılmak zorunda kalınması, ç alıřılan piyasada yakın dönemin uzak döneme kıyasla öneminin daha fazla oldu ğ una iş aret etmektedir. Bu hafıza kısalı ğ ı, ç alıřılan piyasanın özelliğ inin bir sonucudur. Finansal piyasalarda çok büyük oynaklıklar görölmesi nedeniyle oyuncular yeni duruma daha hızlı uyarlanma eğ ilimindedirler ve eski durgun döneme dönme beklentileri Riskmetrics'in önerdiğ inden oldukça düş üktür. *GDO* ile *ÜAHO* modelleri karşılaştırılacak olursa, *GDO*'nun bu hızlı uyarlanmaya ilişkin herhangi bir önerisinin olmadığı söylenebilir. Bu nedenle *GDO* başarısız bir tahmin yöntemi olarak dahi kabul edilmemelidir. Aç ıktır ki, bu sorunun nedeni, *GDO*'nun, gözlemlerin ardış ık bağ lanımını göz ardı ediyor olmasıdır. *GDO* sadece geçmiş in bir tespiti olabilir. Bizce, sadece, önceden belirlenmiş dönemlerin birbiriyle kıyaslanmasında kullanılabilir. Tahmin için kullanılması irrasyoneldir.

De ğ iş en varyansı dikkate alan modellere ilişkin bir inceleme, özellikle oynaklı ğ ın yüksek oldu ğ u dönemlerde ABKDV (1,1) modelinin faiz oranlarının oynaklı ğ ının öngörölmesinde, EKABKDV (1,1,1) modelinden daha iyi ç alıřtı ğ ını göstermektedir. Örnek olarak 1991 yılında EKABKDV (1,1,1) modeli gerç ekleş en oynaklı ğ ı yakalamak üzere harekete geç mekte oldukça geç kalmaktadır. EKABKDV (1,1,1) modelinin iç erdi ğ i yüksek de ğ erli ve anlamlı β katsayısı, bu modelin, sürecin geçmiş de ğ erlerine KABKDV (1,1) modelinden daha duyarlı oldu ğ una iş aret ediyor olsa da, faiz oranlarında $(t-1)$ döneminde oluş an ve beklenmeyen bir düş üş ün oynaklı ğ ı azalttı ğ ını ifade eden λ katsayısı nedeniyle, bu duyarlılı ğ ının etkisi azalmaktadır. Bu nedenle de, KABKDV (1,1) faiz oranları serisiyle daha uyumlu sonuçlar vermektedir. Bu serinin oynaklı ğ ının modellenebilmesi için farklı yönlü

hareketlere farklı eğimler verilmesi gerekmemektedir (7.1). Simetrik KABKDV modeli, haberlerin asimetrik etkisini eksi işaretlilere daha dik artı işaretlilere daha yatay bir eğri sunarak yakalamaya çalışan, EKABKDV modelinden daha iyi çalışmaktadır.



Şekil 6.1. Haberlerin Etkisi

İkinci bölümde kurulan ÜAHO modelinde yakın geçmişin öneminin beklenenden yüksek olduğu bulunmuştur. Yöntemleri farklı olmasına rağmen, ABKDV modellerinin tek gecikme içermesi de aynı duruma işaret etmektedir. Bir dönem öncesinin, iki dönem öncesine göre önemi oldukça fazladır. Bilindiği üzere KABKDV modellerinde gecikme sayısı bir dahi olsa, geçmiş dönemlerin etkisi, varyans fonksiyonundaki bir önceki dönemin koşullu varyansına ilişkin öngörüü ifade eden h_{t-1} ile modellemeye dahil edilmektedir. Bu nedenle ÜAHO ile benzer mantığa sahip olduğu söylenebilir. ÜAHO modelinin temel eksiği, eksilme çarpanının (λ) değerinin deneme yanılma yöntemiyle bulunmasını gerektirmesidir. Modelin kendisi eksilme çarpanının tahmini için bir araç sunmamaktadır. Ayrıca, her ne kadar (2.3) numaralı şekilde, eksilme çarpanı 0.60 alındığında, öngörüler gerçekleştirmelere yakın görünüyorsa da ölçeğinin büyüklüğü gözden kaçırılmamalıdır. ABKDV modelleri yaklaşık 5 katı daha tutarlı sonuçlar vermektedir. ÜAHO modeli son dönemin oynaklığını 1000'in üzerinde hesaplarken, ABKDV modelleri 40'ın dahi çok altında hesaplamaktadır. ABKDV modelinin hesapladığı en yüksek oynaklık 200'ün hemen üzerindedir. Burada, gerçekleşen oynaklığın da farklı hesaplanmış olması okuyucuyu

yanılmamalıdır. Unutulmamalıdır ki, ABKDV modelleri varyans denkleminde başka bir de asıl denkleme sahiptir. Bu nedenle oynaklık, gerçekleşmenin bu denklemin öngörüsüne göre ne kadar uzakta olduğuna bakılarak hesaplanmaktadır. Aksi bir yaklaşım, modelin en önemli özelliklerinden biri olan koşulluluğu göz ardı edeceğinden doğru olmayacaktır. Ayrıca, bu modele sahip bir oyuncu için de risk sadece öngöremediği kesim için tanımlı olacaktır. Ardışık pencere yöntemi kullanılan ÜAHO modelinin de koşullu olduğu iddia edilebilir fakat dikkat edilmelidir ki bu koşulluluk sadece oynaklığa ilişkindir. Yoksa oynaklığı hesaplanan fiyat olan faiz oranına ilişkin bir koşulluluk ve hatta herhangi bir öngörü dahi yoktur. Tüm bu nedenlerle, ABKDV modellerinin diğer iki ilkel yöntemle üstünlüğü açıktır. Tekrar etmek gerekirse, bu çalışmada kullanılan faiz oranları serisinin özelliklerini de en iyi yakalayabilen model KABKDV (1,1) olmuştur.

6.2. Faiz Oranlarının Birinci Farkının Oynaklığı Modellerinin Karşılaştırılması

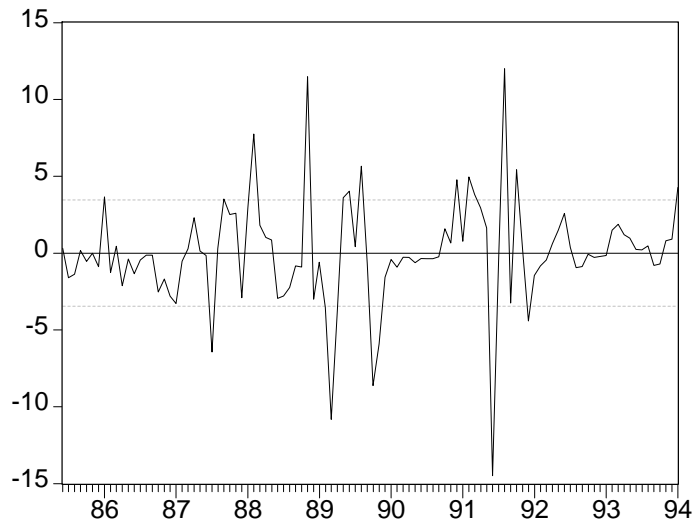
Daha önce de ifade edildiği üzere, sadece verinin değil fakat, tutarlılık açısından, regresyon sonuçlarının da dikkatle incelenmesi gerekir. Veri setinde olduğu gibi, regresyon sonucunda üreyen hata terimleri arasında da dışa düşen olup olmadığına bakılması, sonuçların tutarlılığını ve, varsa, sonuçları gerektiğinden fazla etkileyen dönemi de gösterebilecektir. Ne var ki, durağan olmayan modellerde böyle bir tahlil anlamsızdır. Keza, daha önce de ifade edildiği üzere, öngörülen dönem uzaklaştıkça, öngörüler patlamaktadır. Her bir yeni öngörü en büyük hata terimini üretme eğilimindedir. Eğilimindedir çünkü, değer bir öncekinden çok büyük olduğunda, model daha önceki değerleri kullanarak tahmine devam ettiğinden, bir öncekinden daha düşük bir hata terimi elde etmek mümkündür. Bir şey kesindir ki, belki hata terimi değil ama, durağan olmayan bir model için, öngörü her zaman bir öncekinden büyük olacaktır. Bu nedenle, sözü edilen tahlil sadece faiz oranlarının birinci farkı için kullanışlı olacaktır.

Faiz oranlarının birinci farkını çalışan KABKDV modelinden elde edilen dışa düşenler ile GDO yöntemini kullanan modelin dışa düşenleri

karşılaştırılmıştır. Bilindiği üzere, serinin bir sabit üzerine regresyonu sonucunda elde edilecek değer GDO ile eş anlamlıdır. Hesaplanan sabit değer, bir taraftan geçmiş bütün değerlerin ortalamasını verirken, diğer taraftan da gelecek bütün dönemlerin öngörüsüdür. Her iki modelde dışa düşen sayısı 12 ve aynı aylardadır. Bu beklenen bir durumdur çünkü faiz oranlarının birinci farkı çalışılırken KABKDV (1,1) modelinin asıl denkleminde herhangi bir ardışık bağlanıma yer verilmemiştir. Dolayısıyla, tahmin edilen değişim, GDO ile tahmin edilen değişimin aynısıdır. Ne var KABKDV (1,1) oynaklık için koşullu öngörülere sahiptir. Dolayısıyla, dikkate edilmesi gereken koşullu varyanslardır. GDO varyansı sabit varsayarken, KABKDV (1,1)'in her dönem için farklı varyans öngörüsü vardır.



Şekil 6.2. GDO Yöntemiyle Üreyen Hata Terimleri



Şekil 6.3. KABKDV (1,1)'in Standartlaştırılmış Hata Terimleri

Nitekim, Engle (1982) de çalışmasında aynı sonuca ulaşmakla birlikte, ABKDV modelinin daha gerçekçi varyanslara ulaştığını ve bu nedenle GDO'ya üstün olduğunu iddia etmektedir. Dışa düşenlerin aranması sürecinde, GDO yöntemi için koşulsuz standart sapmaların, ABKDV modelleri ve türevleri için ise koşullu standart sapmaların kullanılması gerektiğini ifade etmektedir. ABKDV'de modelin kendisinde de koşullu tahminler kullanıldığından dışa düşenlerin bulunmasında da koşullu dağılımların standartlaştırılmasını önermektedir. Bu basit yaklaşım oldukça önemlidir çünkü diğer gözlemler kullanılarak yapılan modelleme hata terimini oluşturan gözlemle uyumlu ise bu standartlaştırılmış hata terimlerinin (ε_t / σ_t) küçük olması beklenecektir. Küçük değilse, bu gözlemin dışa düşen olduğuna karar verilecek belki de dışlanması gerekecektir.

(6.2) ve (6.3) numaralı şekillerde verilen çizimlerden de görülebileceği üzere, ABKDV modeli GDO'dan daha güvenilir sonuçlar vermektedir. Standartlaştırılmış hata terimleri kullanıldığında ABKDV (1,1) modelinde dışa düşen sayısının, biri 1988 Kasım ayında, diğeri de 1991 Haziran ayında olmak üzere aslında sadece iki olduğu görülmektedir. Engle (1982)'in, serinin ABKDV özelliklerinin kullanılmasının daha kullanışlı tahminleri imkanı kılacağı yönündeki iddiasının reddi mümkün değildir.

(5.5) numaralı şekil kullanılarak, gerçekleşen ile tahmin edilen koşullu varyansın karşılaştırılması ve modelin yakalayamadığı iki oynaklığın incelenmesi mümkündür. Modelin yakalamayı başaramadığı oynaklıklar 1988'in 11. ve 1991'in 6. aylarındadır. Kasım 1988'de faiz 11.90 puan yükselerek 58.40'tan 70.30'a ulaşmıştır. 1991 Haziran'ında ise 14.08 puan düşerek, 75.11'den 61.03'e inmiştir. Modelin bu iki büyük değişimi yakalayamamasının nedeni, sözü edilen değişimlerin ilgili dönemlerde görülen iki oynaklık dizisinin ilk ve çok sert değişimleri olmasıdır. Model, birinci dereceden gecikmelere bağlı olarak çalıştığından bu durum beklenen bir sonuçtur. Modelin uyanabilmesi için bir şoka ihtiyacının olduğunun söylenmesi yanlış olmayacaktır. İlk şoktan sonra model oldukça iyi çalışmaktadır. Örnek olarak, ilk şoktan dört ay sonra 64.39'dan 53.97'ye, 10.41'lik şoku başarıyla yakalayabilmektedir. Bu başarıyı sağlayan 4 ay öncesinde kazanılan bağışıklıktır. Her ne kadar gecikmeleri birinci

derecedense de, koşullu varyans denkleminde yer alan h_{t-1} geçmişe doğru bütün şokları ağırlandırarak tahmine katmaktadır.

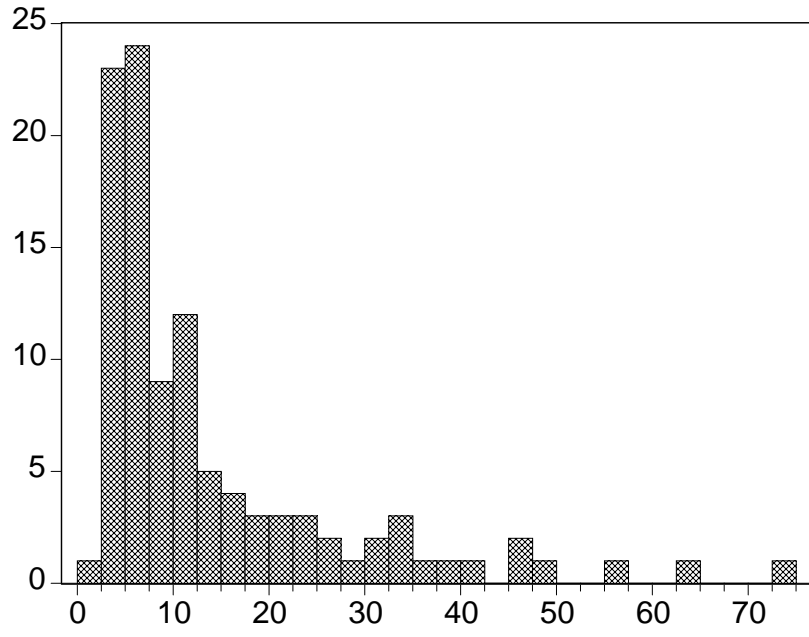
Kullanılan seri ve modellenen dönemin oynaklığı göz önünde bulundurulduğunda, modelin başarısı daha da kolay görülebilir. Öyle ki, durgun dönemlerden hemen sonra 10 puanın üzerinde sıçrama ve sert düşüşler görülebilmektedir. Özellikle oynaklığın sürekli olduğu dönemlerde modelimiz daha da başarılıdır. Bir önceki paragrafta, bir örnek yardımıyla da açıkladığımız üzere, bu başarı, modelin özellikli spesifikasyonunun bir sonucudur. Bir sonraki dönemin varyansı, hem bu dönemin gerçekleşen varyansının hem de bir önceki dönem için tahmin edilen koşullu varyansın fonksiyonu olarak oluşmaktadır.

Ek olarak, KABKDV (1,1) modelinde $\alpha_1 + \beta$ 'nin bire yakın olması ve bu toplam değer önemli bir kısmının β tarafından doldurulması, piyasadaki oynaklığın sürekli olduğunu göstermektedir. KABKDV modelinin seçilmesi bu açıdan da anlamlıdır.

Tahmin edilen modelin önerdiği oynaklığın desenini daha detaylı inceleyebilmek amacıyla, hesaplanan aylık koşullu varyansların (h_t) $t = 3, \dots, 104$ 'e kadar dağılımı incelenmiştir. Bu koşullu varyansların sağ kuyruklarının uzun olduğu bulunmuştur (tablo 6.1 ve şekil 6.4). Bu da ifade etmektedir ki, oynaklığın ortalamasının üstünde olduğu dönemler, oynaklığın ortalama ya da altında olduğu dönemlere göre oldukça seyrekler.

TABLO 6.1. TAHMİN EDİLEN KOŞULLU VARYANSLARA İLİŞKİN İSTATİSTİKLER

Ortalama	14.20	En düşük	2.22	Kurtosis	7.08
Ortanca	8.59	Standart sapma	13.89	Jarque-Bera	142.74
En yüksek	73.02	Çarpıklık	2.02	P	0.00



Şekil 6.4. KABKD V (1,1)'in Koşullu Varyanslarının Dağılımı

YEDİNCİ BÖLÜM

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada, faiz oranları serisinin kendisinden başka karesinde de gözlenen ardışık bağımlılığı modellemek üzere, koşullu değişen varyansı da içeren bir zaman serisi modeli kurulması amaçlanmıştır. Hem faiz oranlarının $\{r_t\}$ hem de birinci farklarının $\{dr_t\}$ kendi geçmiş değerlerinden bağımsız olmadıkları açıktır. r_t 'nin olasılık dağılımı r_{t+s} 'den, dr_t 'nin olasılık dağılımı da dr_{t+s} 'den bağımsız değildir. Elde edilen ampirik bulgular, Barassi ve diğerleri (2001)'nin faiz oranlarına ilişkin iddialarının Türkiye için de geçerli olduğunu göstermektedir. Koşullu değişen varyans süreci, faiz oranlarının dağılımının birinci ve ikinci momentleri arasında zaman içerisinde ardışık bağımlılığa izin vermekte ve bu nedenle veriyle iyi uyum sağlamaktadır. Bu çalışmada, Kapsamlı Ardışık Bağlanımlı Koşullu Değişen Varyans (KABKDV) (1,1) modeli gerek faiz oranlarının gerekse de birinci farkının oynaklığının modellenmesinde en başarılı yöntem olarak bulunmuştur.

Faiz oranları serisinin durağan olmaması ya da durağan bir biçime dönüştürülememesinin, bir dönem sonrasının öngörüsünü bozmadığı gözlenmiştir. Biri KABKDV (1,1), diğeri Eşik-KABKDV (1,1,1) modeliyle olmak üzere iki öngörüye yer verilmiştir. Bu modellerle yapılan her iki statik öngörü de, dinamik öngörülerin aksine, oldukça iyi çalışmaktadır. Model durağan olmamasına rağmen, öngörüler serinin asıl deseniyle tutarlılık sergilemektedir. Ne var ki, öngörülen dönem uzadıkça hatalar artmakta ve öngörüler anlamsızlaşmaktadır. Gerek KABKDV (1,1) modeliyle, gerekse de EKABKDV (1,1,1) modeliyle yapılan öngörüler patlamakta, bir başka ifadeyle, zaman ilerledikçe öngörüler sonsuza gitmektedir. Nitekim, Eşik-KABKDV (1,1,1) modeliyle iki farklı dinamik öngörü yapılmasının bir nedeni de bu soruna bir çözüm bulabilmektir. İki farklı dinamik öngörüden birinde hata

terimlerinin alacağı işaretin dağılımının oranının eldeki örneklem ile aynı olacağı varsayılırken, diğerinde eşit dağılacağı varsayılmıştır. Buna rağmen durağanlık sağlanamamıştır.

Kuram, önceki dönemin etkisinin hep aynı kalacağını ifade ederken burada patlayan öngörüler bulunmasının nedeni, katsayıların toplamının 1'in biraz üzerinde bir sonuç vermesidir. Yapılabilecek bir ortak sıfır (H_0) sınamasıyla bu toplamın 1'den farklı olmadığı bulunabilecek ve öngörüler buna göre düzenlenebilecektir. Ne var ki, hem bu bir değerinin katsayılar arasında hangi oranda dağıtılacağı ve bu oranın neye göre hesaplanacağı sorun olacak hem de, bir değerinin dağılımı ne kadar tutarlı olursa olsun bulunan öngörüler yine herhangi bir değere yakınsamayacaktır. Bu nedenle, böyle bir sınamaya gerek duyulmayacaktır. Yalnız, toplam değer 1'den küçük fakat çok yakın çıksa idi toplamın 1'den farklı olup olmadığı sınanacaktı.

Faiz oranları serisinde birim kök sorunu olduğu yönündeki sıfır önsavının reddi mümkün olmayınca, faiz oranlarının birinci farkı modellenmiştir. Faiz oranlarının seviyesi serisinde tespit edildiği gibi, birinci fark serisinin de doğrusal olmadığı ve bundan başka dönemler arası hata terimlerinin birbirinden bağımsız oluşmadıkları gözlenmiştir. Yapılan sınamalar sonucunda, yine faiz oranları serisine benzer şekilde, faiz oranlarının birinci farkının da değişen varyans içerdiği bulunmuştur. Chan ve diğerleri (1992) ve Brenner ve diğerleri (1996)'nin tartıştıkları modeller incelenmiş, ayrıca faiz oranlarının birinci farkı serisine koşullu varyans ya da standart sapmayı asıl denkleme açıklayıcı değişken olarak alan ve ekonometri-finans yazınında büyük yer tutan, Engle ve diğerleri (1987)'nin ABKDV-O modeli de uygulanmıştır. Gerçekleştirilen istatistiki ve ekonometrik tahliller sonucunda ortaya çıkarılan önemli bir bulgu, faiz oranlarının seviyesinin, faiz oranlarının birinci farkının oynaklığı üzerinde önemli bir etken olmadığıdır. Asıl önemli etken, KABKDV modelinin koşullu varyans denkleminde h_{t-1} ile ifade edilen, beklenmeyen haberlerdir.

Faiz oranlarının ya da birinci farkının oynaklığı, mevduatlar ve tahvil-bono işlemleri gibi sadece ilgili para cinsinden olanlar için değil, vadeli

başta olmak üzere, tüm finansal işlemler için önemli bir unsurdur. Vadeli işlemler fiyatlanırken, faiz oranlarının geçmiş gerçekleştirmelerinin ağırlıklı ya da basit ortalamasının bir karar unsuru olması yanlış sonuçlara neden olabilecektir. Doğru karar verebilmek ve doğru fiyatlama yapabilmek için, bugün gerçekleşecek bir işlem için dahi, faiz oranlarının ve oynaklığının zaman serisi özelliklerinin bilinmesi gerekmektedir. Bu bilgiler ışığında yapılacak fiyatlamalar, piyasaları mükemmel etkinliğe bir adım daha yaklaştıracaktır.

Faiz oranlarının oynaklığı her türlü finansal değerlendirme açısından önemli bir konudur. Bu çalışmada geliştirilen modellerin, başta faiz oranlarının birinci farkı için tutarlı bulunan KABKDV (1,1) modeli olmak üzere, katsayıları kimi değerlemelerde ilgili dönem için doğrudan bir öngörü sağlayabilecekken kimi değerlendirme formüllerininse bir parçası olabilecektir.

Bu çalışmada, finans piyasasındaki her türlü fiyatlamamanın bir unsuru olan risksiz faiz oranı modellenmiştir. Faiz oranlarından sonra, finansal piyasada en çok kullanılan diğer fiyat ise döviz kurudur. Döviz kuruna ilişkin bir öngöründe dünya faiz oranlarından başka, diğer para birimlerinin değerlerinin de dikkate alınması zorunludur. Çok değişkene yer verilmesi gerektiğinden, burada yer verilen ABKDV modelleri döviz kurlarının oynaklığının modellenmesi açısından yeterli değildir. Ne var ki, ABKDV modellerinin yeni bir türü olan çok değişkenli ABKDV modelleri bu konuda yardımcı olabilecektir. Faiz oranlarının özelliklerinin detaylı olarak incelendiği bu çalışma, döviz kurlarının oynaklığının modellenmesinde veri olmaktan başka, çıkan sonuçların sağlıklı yorumlanabilmesine ve muhtemel hataların önlenmesine imkan sağlayacaktır.

Bu bağlamda, örnek olarak, Akçay ve diğerleri (1997) tarafından Türkiye’de döviz kurunun oynaklığı ile para ikamesi ilişkisinin incelendiği çalışma, yukarıda bahsi geçen model yardımıyla faizlerin de dahil edilmesiyle, tekrar gözden geçirilebilecektir. Böylelikle, para ikamesi için asıl belirleyici değişkenin döviz kurlarının mı yoksa faiz oranlarının mı oynaklığı olduğu sınırlanabilecektir. Ve belki de her ikisinin de etkin olduğu sonucuna varılacaktır. Dolayısıyla bu çalışma, bir taraftan finansal piyasalardaki değerlendirme işlemlerine veri sağlarken diğer taraftan da finansal piyasaların en

güncel konularından birisi olan döviz kurunun oynaklığının modellenmesi çalışmalarına, en azından, yanlış spesifikasyon gibi sorunları önlemek üzere, teknik destek sağlamaktadır.

KAYNAKÇA

- AKÇAY, O. Cevdet, C. Emre Alper ve Meral Karasulu. "Currency Substitution and Exchange Rate Instability: The Turkish Case," European Economic Review, 41, (1997), s.837-835.
- AKDİ, Yılmaz. Zaman Serileri Analizi. Ankara: Bıçaklar Kitabevi, 2003.
- AKGİRAY, Vedat. "Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts," Journal of Business, 62, (1989), s.55-80.
- BANARJEE, Anindya, Juan J. Dolado, John W. Galbraith ve David F. Hendry. Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. Avon: Bookcraft Ltd, 1993.
- BARASSİ, Marco R., Guglielmo Maria Coporale ve G. Stephen Hall. "Irreducibility and Structural Cointegrating Relations: An Application to the G-7 Long Term Interest Rates," International Journal of Finance and Economics, 6, (2001), s.127-138.
- BLACK, Fisher ve Myron Scholes. "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," Journal of Political Economy, 81, (1973), s.637-654.
- BOLLERSLEV, Tim. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," Journal of Econometrics, 31, (1986), s.307-327.
- BOLLERSLEV, Tim, Robert F. Engle, ve Daniel B. Nelson. "ARCH Models," Handbook of Econometrics, Oxford: Elseiver, 1994, s.2958-3038.
- BOX, George EP ve Gwilym M. Jenkins. Time Series Analysis. San Fransisco: Holden Day, 1976.

- BOX, George EP ve D.A. Pierce. "Distributions of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Models," Journal of the American Statistical Association, 65, (1970), s.1509-1526.
- BRENNER, Robin J, Richard H. Harjes ve Kenneth F. Kroner. "Another Look at Models of the Short-Term Interest Rate," The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 31, (1996), s.85-107.
- BREUSCH, T.S. ve A.R. Pagan. "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation," Econometrica, 46, (1978), s.1287-1294.
- BROOKS, Chris. "A Double-threshold GARCH Model for the French Frank/Deutschmark Exchange Rate". Journal of Forecasting, 20, (2001), s.135-143.
- BROOKS, Chris. Introductory Econometrics for Finance. Cambridge: Cambridge University, 2002.
- BURRIDGE, Peter ve A.M. Robert Taylor. "On Regression-based Tests for Seasonal Unit Roots in the Presence of Periodic Heteroscedasticity," Journal of Econometrics, 104, (2001), s.91-117.
- CAMPBELL, John Y., Andrew W. Lo ve A. Craig MacKinlay. The Econometrics of Financial Markets. Princetoon: Princeton University, 1997.
- CAMPBELL, John Y., ve Perron Pierre. "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots," NBER Technical Working Paper No.100, (1991).
- CHAN, K.C., G.A. Karolyi, F.A. Longstaff ve A.B. Sanders. "An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate," Journal of Finance, 47, (1992), 1209-1227.
- CHANCE, Don M. An Introduction to Derivatives and Risk Management. ABD: Harcourt College Publishers, 2001.

- CLEVELAND, William S. The Elements of Graphing Data. Hobart Press, 1994.
- DICKEY, A. David ve Wayne A. Fuller. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Journal of the American Statistical Association 74, (1979), s.427-431.
- DICKEY, A. David ve Wayne A. Fuller. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root," Econometrica 49, (1981), s.1057-1072.
- ENDERS, Walter. Applied Econometric Time Series. USA: John Wiley and Sons, 1995.
- ENGLE, Robert F. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation," Econometrica 50, (1982), s.987-1008.
- ENGLE, Robert F. ve Tim Bollerslev. "Reply to the Comments on *Modelling the Persistence of Conditional Variances*," Econometric Reviews, 5, (1986) s.81-87.
- ENGLE, Robert F., David M. Lilien ve Russell P. Robins. "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model," Econometrica, 55, (1987) s.391-407.
- FULLER, W. Introduction to Statistical Time Series. New York: John Wiley and Sons, 1976.
- GLOSTEN, Lawrence R, Ravi Jagannathan ve David E. Runkle. "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," Journal of Finance 48, (1993), s.1779-1801.
- GODFREY, L.G. "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables," Econometrica, 46,(1978), s.1293-1301.

- GREENE, William H. Econometric Analysis. New Jersey: Prentice-Hall International Inc, 1997.
- GUJARATI, Damodar N. Temel Ekonometri. Çeviren: Ümit Şenesen ve Gulay Gunluk. İstanbul: Literatur Yayıncılık, 1999.
- HAMILTON, James D. Time Series Analysis. ABD: Princeton University Press, 1994.
- HICKS, J.R. Value and Capital. Oxford: Clarendon Press, 1946.
- HULL, John C. Options, Futures and Other Derivatives. N.J.: Prentice Hall International, 2000.
- HSU, Der-Ann, Robert M. Miller ve Dean W. Wichern. "On the Stable Paretian Behaviour of Stock-Market Prices," Journal of the American Statistical Association, 69, (1974), s.108-113.
- KWANG, NG Yew. "Why do People Buy Lottery Tickets? Choices Involving Risk and the Indivisibility of Expenditure," The Journal of Political Economy, 73-5, (1965) s.530-535.
- LING, Shiqing ve W.K. Li. "Limiting Distributions of Maximum Likelihood Estimators for Unstable Autoregressive Moving-Average Time Series with General Autoregressive Heteroscedastic Errors," The Annals of Statistics, 26, (1998), s.84-125.
- MACKINNON, James. "Critical values for Cointegration Tests," Long-Run Economic Relationships, Avon: Oxford University Press, 1991, s.267-276.
- MANDELBROT, B. "The Variation of Certain Speculative Prices," Journal of Business, 36, (1963), s.394-419.
- MANKIW, N. Gregory ve Lawrence Summers. "Do Long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates," Brooking Papers on Economic Activity, 1, (1984), s.223-247.

- NEFTÇİ, Salih N. "Are Economic Time Series Asymmetric Over the Business Cycle?" The Journal of Political Economy, 92-2, (1984), s.307-328.
- PERRON, P. "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," Econometrica, 57, (1989) s.1361-1401.
- PERRON, P. ve Timothy J. Vogelsang. "Nonstationary and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity," Journal of Business and Economic Statistics, 10, (1992) s.301-320.
- PHILLIPS, Peter C.B. ve Pierre Perron. "Testing for a unit root in time series regression," Biometrika 75, (1988) s.335-346.
- PRIESTLY, M.B. Spectral Analysis and Time Series. London: Academic Press, 1988.
- RISKMETRICS, Technical Document, J.P. Morgan, 1996.
- ROBINSON, P.M. "Estimation of a Nonlinear Moving Average Process," Journal of Stochastic Processes, 3, (1978), s.135-156.
- SCHWERT, G. William. "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," Journal of Business and Economic Statistics 7, (1989), s.147-159.
- SHILLER, Robert J. "The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure," Journal of Political Economy, 87, (1979), s.190-1219.
- STOCK, James H. "Unit Roots, Structural Breaks and Trends," Handbook of Econometrics, Oxford: Elsevier, 1994, s.2739-2841.
- TAUCHEN, George E. ve Mark Pitts. "The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets," Econometrica, 51, (1983) s.485-505.
- TERASVIRTA Timo, Dag Tjosheim ve Clive W.J. Granger. "Aspects of Modelling Nonlinear Time Series," Handbook of Econometrics, Oxford: Elsevier, 1994, s.2917-2957.

ZAKOIAN, J.M. "Threshold Heteroskedastic Models," Journal of Economic Dynamics and Control, 18, (1994), s.931-955.

EKLER

**Metinde Kullanılan Bazı Sözcüklerin İngilizce Yazındaki
Karşılıkları**

açıklayıcı değişken	regressor
anakütledeki yapısal katsayı	structural parameter
ardışık bağımlılık fonksiyonu	autocorrelation function
ardışık bağlanım	autoregression
aşırı çözümlenme	over specify
bağımlılık	correlation
basitlik	parsimony
belirleyici değişken	deterministic regressor
beyaz gürültü	white noise
bütünleşik ABKDV	integrated GARCH
çarpıklık	skewness
dışa düşen	outlier
dönen pencere	rolling window
eğilim durağan	trend stationary
en yüksek olabilirlik	maximum likelihood
fazla tutmanın getirisi	excess holding yield
fiyatlanan oynaklık	implied volatility
geçmiş dönemlerin ortalaması	historical volatility
genişletilmiş Dickey-Fuller	augmented Dickey-Fuller
geri kayma işlemcisi	back shift operator
gömülü opsiyonlar	embedded bond options
Jarque-Bera sınaması	Jarque-Bera test
kapsamlı	generalized
karşı önsav	alternative hypothesis
katsayı	parameter
kendisiyle ortak varyansı	auto-covariance
kesit zamanlı	discrete time
kısmi ardışık bağımlılık fonksiyonu	partial autocorrelation function

logolabilirlik	loglikelihood
olasılıklı	stochastic
önsav	hypothesis
örneklem	sample
ortak sıfır önsavı	joint null hypothesis
ortalama geri ödeme süresi	duration
özdeş ve bağımsız olarak dağılmış	independently identically distributed
patlayan	explosive
rassal yürüyüş	random walk
sıfır önsavı	null hypothesis
sıfır orta	zero mean
sıradan en küçük kareler	ordinary least squares
sivri	peaked
tam beyaz gürültü	strict white noise
tekrarlı süreç	iterative process
tekrarlı pencere	recursive window
yuvalanmış	nested
zaman eğimi	time trend
zayıf bağımlı	weak dependent

Metinde Aranması Olası Bazı İngilizce Sözcüklerin Türkçe Karşılıkları

alternative hypothesis	karşı önsav
augmented Dickey-Fuller	genişletilmiş Dickey-Fuller
autocorrelation function	ardışık bağımlılık fonksiyonu
auto-covariance	kendisiyle ortak varyansı
autoregression	ardışık bağlanım
back shift operator	geri kayma işlemcisi
deterministic regressor	belirleyici değişken
discrete time	kesit zamanlı
drift	çıkıntı
duration	ortalama geri ödeme süresi
embedded bond options	gömülü opsiyonlar
excess holding yield	fazla tutmanın getirisi
explosive	patlayan
generalized	kapsamlı
historical volatility	geçmiş değerlerin ortalaması
hypothesis	önsav
implied volatility	fiyatlanan oynaklık
independently identically distributed	özdeş ve bağımsız olarak dağılmış
integrated GARCH	bütünleşik ABKDV
iterative process	tekrarlı süreç
Jarque-Bera test	Jarque-Bera sınaması
joint null hypothesis	ortak sıfır önsavı
correlation	bağımlılık
loglikelihood	logolabilirlik
maximum likelihood	en yüksek olabilirlik
nested	yuvalanmış
null hypothesis	sıfır önsavı
ordinary least squares	sıradan en küçük kareler

outlier	dıřa dūřen
over specify	ařırı özümleme
parameter	katsayı
parsimony	basitlik
partial autocorrelation function	kısmi ardıřık bağımlılık fonksiyonu
peaked	sivri
quantile	sıklık derecesi
random walk	rassal yürüyüş
recursive window	tekrarlı pencere
regressor	açıklayıcı deęişken
rolling window	dönen pencere
sample	örneklem
skewness	arpıklık
stochastic	olasılıklı
strict white noise	tam beyaz gürültü
structural parameter	anakütledeki yapısal katsayı
time trend	zaman eğimi
trend stationary	eęilim duraęan
weak dependent	zayıf bağımlı
white noise	beyaz gürültü
zero mean	sıfır orta