

# FINANSAL PİYASA VOLATİLİTESİ VE EKONOMİ

**Yrd. Doç. Dr. Hülya Kanalcı Akay**

Uludağ Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

**Mehmet Nargeleçekenler**

Uludağ Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi  
Araştırma Görevlisi



## Özet

Son yıllarda finansal piyasaların önemi artmış ve bu piyasalarda meydana gelen değişiklikler daha yakından izlenir hale gelmiştir. Bu nedenle finansal değişkenlerin volatilitésinin neden belirli düzeylerin üzerine çıktığı akademik çevreler için önemli bir araştırma konusu olmuştur. Yüksek volatilité, kısa süre içinde değişkenlerin değerlerinin belirli bir ortalama dan uzaklaşması anlamına gelmektedir. Yatırımcı için olumsuz nokta, bu ani iniş ve çıkışların belirli bir temel nedene bağlı olmamasıdır. Bu ise özellikle küçük yatırımcı üzerinde olumsuz etkiler doğurarak piyasadan uzaklaşmalarına neden olur. Bu bağlamda volatilitenin; kaynaklarının araştırılması ve bunun ekonomideki temel gelişmelerden ne denli etkilendiğinin irdelenmesi, diğer gelişmekte olan finansal piyasalarda olduğu gibi ülkemiz için de önemlidir. Bu çalışmada finansal volatilité, hisse senetleri ve döviz kuru dikkate alınarak incelenmektedir. Ayrıca çalışmada, İMKB Ulusal 100 kapamış fiyatları ve TL/Dolar satış fiyatı kullanılarak Türkiye'deki finansal volatilité tahmin edilmeye çalışılmıştır. Dolar kuru için uygun volatilité denklemi ARCH(2) modeli ve İMKB100 için uygun volatilité denklemi ise GARCH(1,2) modeli bulunmuştur.

**Anahtar Kelimeler:** Volatilité, hisse senedi volatilitésini, döviz kuru volatilitésini, ARCH-GARCH, birim kök.

## *Financial Market Volatility and Economy*

### **Abstract**

In recent years, the importance of financial markets has increased and the changes in these markets have begun to be closely monitored. The question of why the financial market volatility is so high has become an important research area. Excess volatility means that the value of variables deviates from a certain average in short periods. The difficulty in finding a specific reason for this volatility is one of the main problems of investors. Due to this volatility, some of the investors leave the market. In this context, examining the sources of volatility and clarifying the relationship between volatility and other economic variables seem to be very important for the developing markets and for our country. In this paper, financial volatility is discussed by referring to stock prices and exchange rates. In addition, by using the variables of ISE data and TL/\$ rate, financial volatility in Turkey is estimated. ARCH(2) volatility equation model is found appropriate for the exchange rate and GARCH(1,2) volatility equation model is found appropriate for ISE.

**Keywords:** Volatility, stock market volatility, exchange rate volatility, ARCH-GARCH, unit root.

## Finansal Piyasa Volatilitesi ve Ekonomi

### GİRİŞ

Finansal piyasa volatilitesi özellikle son yıllarda yatırım kararlarında önemli rol oynamaktadır. Volatilite, en basit anlamda fiyatlarda ortaya çıkan ani hareketlerdir. Sermaye piyasalarındaki volatilite ise, herhangi bir menkul kıymet veya endeksin belli bir dönemde gösterdiği fiyat oynaklığıdır. Beklenmedik olaylar hisse senedi fiyatlarını sürekli olarak etkilemektedir. Yatırımcılar zaman içerisinde hisse senetleri fiyat volatilitesi üzerindeki değişimi tahmin etmeye çalışırlar. Hisse senedi fiyatlarında volatilitenin artması, hisse senedi yatırımlarını ve dolayısıyla hisse senedi piyasasını riskli hale getirmektedir. Hisse senedi fiyat volatilitelerinin yüksek olması, söz konusu hisse senedinin fiyatının büyük miktarda yükselebileceği gibi düşebileceğini de göstermektedir. Burada risk, yüksek kazanç beklentisi içinde olan yatırımcının büyük zarara girebileceğini ifade etmektedir.

Dünyada finansal piyasa volatilitelerinin 1980'li yıllar boyunca büyük ölçüde arttığı gözlenmektedir. Ekim 1987'de hisse senedi fiyatlarındaki çöküş büyük dikkat çekerken, bir çok yatırımcı ve finansal piyasa analizcisi, döviz kuru volatilitelerinin de hisse senedi volatilitesi kadar yükseldiğini düşünmektedirler. Finansal piyasa volatilitesi artarsa, yatırımcılar ve politika yapıcılar için önemli bir sonuç ortaya çıkacaktır. Yatırımcılar, daha yüksek riskle yüksek volatilitenin birbiriyle aynı anlama geldiğini düşünüp, artan volatilitelere bakarak yatırım kararlarını değiştirebilirler. Politika yapıcılar ise, finansal piyasa volatilitelerinin reel ekonomiye yayılacağını ve ekonomik performansa zarar vereceğini düşünebilirler.

Bu makalenin amacı, finansal volatiliteleri, hisse senetleri ve döviz kurunu dikkate alarak incelemektir. Çalışmanın işleyiş sürecinde öncelikle finansal volatiliteler üzerinde durulduktan sonra, finansal volatilitenin ölçülmesinde kullanılan ekonometrik metodoloji kısaca irdelenmektedir. Daha sonra ise Türkiye'deki finansal volatiliteler yapısı 23/10/1987-28/07/2006 dönemlerine ilişkin ampirik bir uygulama ile ortaya konulmaktadır.

## **FİNANŞAL PİYASA VOLATİLİTESİNİN ÖNEMİ**

Finansal piyasa volatilitesine olan ilgi 1980’li yıllardan itibaren gittikçe artmaya başlamıştır. Bu ilginin en önemli nedeni, 1980’den itibaren finansal liberalleşmenin tüm dünyada artmasıdır. Finansal liberalleşme ile birlikte, finansal piyasaların ekonomi içindeki ağırlıkları ve işlevleri de artmıştır. Ayrıca 1987 yılında yaşanan piyasa krizinde de görüldüğü gibi, özellikle menkul kıymet piyasaları bir çok insanı şaşırtıcı bir şekilde hareket etmektedir. Eğer hisse senedi piyasası etkinse, hisse senedi kazanç volatilitesi, hisse senedi fiyatlarını etkileyen değişkenlerin volatilitesi ile ilgili olacaktır.

Finansal piyasalar, likidite ihtiyacı bulunan kişi veya kurumlarla, likidite fazlası olan kişi veya kurumların karşılaştığı piyasalardır. Bu piyasalar içerisinde, hisse senedi fiyatları ve döviz kurlarının aşırı volatilitesi ekonomiye zarar verecektir. Çünkü bu tür volatiliteler, finansal sistemin işleyişini bozabilir ve ekonomik performansı kötü bir şekilde etkileyebilir<sup>1</sup>. Özellikle hisse senedi piyasa volatilitesi, ekonomiye tüketim harcaması yoluyla zarar verebilir (CAMPBELL et al., 2001 ve SCHWERT, 2002)<sup>2</sup>. Hisse senedi fiyat volatilitesi aynı zamanda işletme yatırım harcamasını ve ekonomik büyümeyi etkileyebilir (ARESTIS et al., 2001). Sonuç olarak yüksek volatiliteler finansal sistemin pürüzsüz çalışmasına engel olur ve piyasanın esnekliğini arttırmak için yapısal veya düzenleyici değişiklikler yapılmasını gerektirir. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler karşılaştırıldığında, gelişen piyasaların gelişmiş piyasalara oranla daha yüksek volatilitelere sahip olduğu görülmektedir (BALABAN, 1999:115).

Finansal piyasa volatilitesinin ekonomi için önemini ortaya koyabilmek için, hisse senedi ve döviz kuru volatilitesinin ayrı bir şekilde ele alınıp incelenmesi gerekmektedir.

### **Hisse Senedi Piyasa Volatilitesi**

Finansal piyasa volatilitesi denildiğinde aslında dikkatler daha çok hisse senedi piyasası üzerine yoğunlaşmaktadır. Hisse senedi fiyatı ve onun volatilitesi arasındaki ilişki uzun zamandır ilgi çekmektedir. Bir değişken zaman içerisinde ne kadar çok dalgalanırsa, değişkenin volatilitesi de o kadar çok olur. Volatiliteler, belirsizlik ve riskle birarada ortaya çıkar. Genel olarak

1 Beckett ve Sellon (1989), finansal piyasa volatilitesinin ekonomik etkilerini analiz etmektedir. Goldberg (1993), Glick (1998), Campa ve Goldberg (2001), döviz kuru volatilitesi üzerine odaklanmışlardır.

2 Ayrıca bu konu ile ilgili bakınız: Campbell (1996), Ludvigson ve Steindel (1999) ve Poterba (2000).

terim riskle eş değerdir. Dolayısıyla hisse senedi volatilitesi, hisse senetlerinin gerektiği gibi fiyatlandırılmadığı ve sermaye piyasalarının olması gerektiği kadar fonksiyonel olmamasının bir işareti olarak düşünülebilir (DALY, 1999:11). Hisse senedi piyasasındaki volatilitenin önemi aslında iki temel nedene dayanmaktadır. Birinci neden, opsiyon ve türev piyasalarının performansının, hisse senedi piyasalarının volatilitesi ile yakından ilgili olmasıdır. Bu piyasaların son dönemlerde popüler olmalarından dolayı finansal analizciler hisse senedi volatilitesinin tahmini ve analizi ile yakından ilgilenmektedirler. İkinci neden, Ekim 1987'de ABD'de yaşanan finansal krizdir. Bu krize ve volatilitenin artmasına neden olan faktörler akademik çevreler için son derece önemlidir (GÜNEŞ/SALTOĞLU, 1998:14).

Hisse senetleri fiyat volatilitesindeki değişiklikler, riskten kaçan yatırımcılar için önemli negatif etkilere sahiptir. Volatile, tüketim ile ilgili davranışları, şirketlerin sermaye yatırım ve kaldıraç (borcun öz sermayeye ve toplam sermayeye oranı) kararlarını ve diğer makro ekonomik değişkenleri etkileyebilir. Hisse senedi volatilitesinin ekonomik performansı olumsuz yönde etkilemesi genellikle tüketim harcaması yoluyla gerçekleştirilir. Örneğin 19 Ekim 1987'de Dow-Jones ortalamasının 508 puan düşmesi, tarihte bir günde yaşanan en büyük hisse senedi fiyat düşmesidir. 19 Ekimde yaşanan düşmeden sonra ekonomi tahminçileri daha düşük bir ekonomik büyüme bekladiler. Bu beklentinin nedeni, hanchalkının refahında meydana gelen azalmanın, tüketim harcamalarını azaltacağına düşünülmesidir. Ayrıca tüketici güveninin azalması, tüketim harcamasını daha da azaltan bir faktördür.

Hisse senedi piyasasındaki çöküşün tüketim harcamalarını ne kadar azaltacağı ile ilgili tahminçiler farklı düşünmektedirler. Bir çok analizci, hisse senedi fiyat azalışının, refahı düşürerek ve gelecek ekonomik koşullarla ilgili belirsizliği arttırarak, tüketim harcaması artışını yavaşlatacağına inanmaktadır. Bazı tahminçiler, hisse senedi piyasa değerlerinde hızlı ve şiddetli düşüşten dolayı tüketim harcamasının azalacağını beklemektedirler. Ancak bir grup tahminci ise, hisse senedi sahiplerinin büyük ölçüde gelir seviyesi yüksek kişilerden oluştuğu için tüketim harcaması üzerindeki etkinin zayıf olduğunu ileri sürmüşlerdir (GARNER, 1988:4).

Hisse senedi fiyat volatilitesi aynı zamanda işletme yatırım harcamasını da etkileyebilir. Yatırımcılar, hisse senedi piyasa volatilitesindeki bir artışı, menkul kıymet yatırımının riskindeki bir artış olarak kabul ederler ve fonlarını daha az riskli menkul kıymetlere kaydırabilirler. Bu tepki, şirketlerin fon maliyetini arttırır. Ayrıca yeni ve küçük şirketler, yatırımcıların "iyi bilinen şirketlerin senetlerini satın alma" şeklindeki davranışlarıyla bu etkinin asıl yükünü taşırlar (EIZAGUIRRE, 2004:1746).

Hisse senedi volatilitesi ve makro ekonomik hareket arasındaki ilişki ile ilgili bir çok teori vardır. Bu teoriler, hisse senedi fiyatları üzerinde rassal veya sosyolojik faktörlere de yer vermektedir. Teorisyenler, hisse senedi piyasasındaki fiyat dalgalanmalarının temel nedeninin ekonomik veya psikolojik olup olmadığı konusunda anlaşamamaktadırlar. Eğer hisse senedi piyasasındaki fiyat değişikliklerinin ekonomik nedenlerinin hiçbir anlamı olmadığı kanıtlanırsa, tamamen psikolojik faktörler üzerinde durulması gerekmektedir.

Volatilite konusu ile ilgili literatürde Shiller (1989)'in çalışması önemli bir yer tutar. Shiller, hisse senedi piyasa volatilitesi modelini açıklamada bir şirket savunucusudur. Popüler modeller ise, fiyat dalgalanmalarının nitel bir açıklamasını yapmaktadır. Psikolojik veya sosyolojik inanışlara dayalı yatırımcı davranışları, piyasa üzerinde ekonomik davranışlardan daha büyük bir etkiye bulunmaktadır. Shiller, Etkin Piyasa Hipotezine uygun olarak yapılan çalışmaları dikkate almamaktadır. Çünkü ona göre, Etkin Piyasa Hipotezi istatistiksel veri ile gerçekleştirilecektir, fakat fiyat seviyelerini belirlemede yatırımcı hareketlerinin de büyük etkisi olacaktır. Dolayısıyla aşırı hisse senedi volatilitesi sadece Etkin Piyasa Hipotezi tarafından açıklanamaz. Aşırı volatilité, etkin piyasa teorisyenleri açısından tahmin edilenin üzerindeki volatilité seviyesine verilen isimdir. Shiller'e göre ise aşırı volatilité, yatırımcının psikolojik hareketleri ile alakalıdır ve önemli fiyat değişiklikleri, gelecekteki olaylarla ilgili düşünce ve inanışlarla açıklanabilir (BARRET, 2005:2).

Hisse senedi volatilitesi ile ilgili literatürdeki diğer önemli bir çalışma Schwert (1989a: 85)'e aittir. Schwert, 1834'den 1987'e kadar olan aylık verileri kullanarak, konjonktür dönemleri ve finansal krizlerde hisse senedi volatilitésini araştırmıştır. Schwert, hisse senedi volatilitésinin, hisse senedi fiyatlarının düşmesinden sonra ve resesyon boyunca arttığını gözlemlemiştir. Bu sonuçlar iki modele dayalıdır: Birincisi, hisse senedi kazançlarının standart sapmaları ve koşullu ortalamalarını gösteren doğrusal bir otoregresif modeldir. Diğeri, doğrusal olmayan bir modeldir. Her iki metod da, hisse senedi fiyat volatilitésinin banka panikleri ve resesyon dönemleri boyunca arttığını göstermektedir.

Schwert (1989b: 1115-6)'in bir başka çalışmasında ifade edildiği gibi, hisse senedi volatilitesi, hisse senedinin tahmini kazançlarındaki değişikliklere, finansal kaldıraca ve makro ekonomik değişkenlerin volatilitésine bağlıdır. Schwert çalışmasında, hisse senedi piyasa volatilitésinin, ex post temettü değişkenliğine yüksek ölçüde bağlantılı olduğunu bulmuştur. Ona göre, gelecek makro ekonomik şartlardaki belirsizlik durumunda ortaya çıkan bir değişme, hisse senedi kazanç volatilitésinde orantılı bir artışa neden olacaktır.

Volatilite üzerindeki etkileri incelemenin bir yolu, sık sık meydana gelen volatilitéyi değerlendirmeye tabi tutmaktır. Tarihi veriler, bazı volatilité

gruplarının birkaç saat gibi kısa süreli iken, bazılarının 10 sene gibi uzun bir süre devam ettiğini göstermektedir. Piyasa fiyatlarındaki temel değişikliklerin kaynağı, bir menkul kıymetin asli değeri ile ilgili haberlerin gelmesidir. Eğer haberler birbiri ardına hızla gelirse ve veri, gelen haberleri toplamak için yeterince yüksek sıklıkta ise, bu durumda kazançlar bir volatilitate grubu oluşturacaktır. Volatilitenin çok sık ortaya çıkmasının en belirgin nedenleri, ticaretin sebep olduğu karışıklık ve baskılardır. Daha düşük sıklıkta oluşan volatilitenin nedenleri arasında ise, makro ekonomik ve kurumsal değişiklikler yatmaktadır. Örneğin, 1930'ların yüksek volatilitesi, makro ekonomik olaylarla açıklanır. Düşük sıklıkta tekrarlanan veriler, makro ekonomik dalgalanmaların da az olduğunu gösterirken, yüksek sıklıktaki veriler hisse senedi volatilitesi hakkında daha çok şey söylemektedir (SCHWERT, 1990:26).

Nelson (1996), hisse senedi piyasa volatilitesi değişikliklerini gösteren faktörleri şu şekilde sıralamaktadır: (1) Volatilitede ortaya çıkan pozitif serisel korelasyon, volatilitate değişikliğini açıkça göstermektedir. (2) İşlem gören ve işlem görmeyen günlerin piyasa volatilitesine katkısı önemlidir. Özellikle, hisse senedi piyasa volatilitesi, 72 saatlik bir dönemde bilginin gelmesine bağlı olarak bir pazartesi günündeki hisse senedi fiyat hareketlerini yansıtarak, haftanın diğer günlerinden ziyade pazartesi günleri daha yüksek olma eğilimindedir; diğer işlem günlerindeki fiyat hareketleri ise 24 saatlik bir dönemde gelen bilgiyi yansıtmaktadır. (3) Kaldıraç etkileri, hisse senedi piyasa volatilitesi değişiklikleri için kısmi bir açıklama sağlamaktadır. Şirketlerin hisse senedi fiyatları düştüğünde daha fazla kaldıracı ihtiyaç duyarlar ve kazançların volatilitesi de bu yüzden artar. (4) Resesyonlar ve finansal krizler boyunca hisse senedi piyasa volatilitesi yükselme eğilimindedir. (5) Yüksek nominal faiz oranları, yüksek piyasa volatilitesi ile bir arada görülmektedir.

Hisse senedi volatilitelerinin genel bir ölçüsünün, kazançların standart sapması olduğu görülmektedir. Günlük veya aylık kazançların standart sapma tahminleri, volatilitate değerlendirmesini karakterize etmede faydalı bir ölçü olarak hizmet eder. Standart sapma, volatilitateyi ölçmek için basit fakat kullanışlıdır, çünkü standart sapma kazancın ekstrem değerlerini görme olasılığını göstermektedir. Modelin standart sapması geniş olduğunda, yüksek bir pozitif veya negatif kazanç şansı da yüksek olmaktadır. Engle (1993: 74)'e göre, finansal piyasa volatilitesi tahmin edilebilir. Bunun için özellikle ARCH yaklaşımının kullanılması gerekmektedir. Riskten kaçan yatırımcılar, artması beklenen volatiliteli menkul kıymetlere yatırımlarını azaltarak portföylerini ayarlamalıdır. Volatilitate modellemesinde zaman serileri istatistikleri, en iyi volatilitate tahminini bulmak için kullanılmaktadır.

Volatilitateyle ilgili önemli bir diğer konu, yatırımcıların bilgiye ulaşmalarındaki kolaylık veya zorluk derecesidir. Eğer yatırımcıların bilgiye ulaşma-

ları kısıtlanmışsa, değişkenlerin hızlı bir şekilde geliştiği dönemlerde finansal piyasalarda aşırı volatilitate beklenebilir (GERLACH, 2005:174). Campbell (1999: 1240)'in belirttiği gibi, eğer menkul kıymet fiyatlarının sahte bir hareketle artma olasılığı hariç bırakılırsa, hisse senedi fiyatlarındaki hareketler (1) gelecek temettülerle ilgili değişen beklentilerin ve (2) gelecek kazançlarla ilgili değişen beklentilerin bir kombinasyonunu gösterecektir. Böylece volatilitate bilmecesini çözme çabaları, beklenen gelecek temettüler veya beklenen gelecek kazançlar üzerinde odaklanacaktır. Gelecek temettü beklentilerine dayalı araştırmaların çoğu, yatırımcının rasyonel olmadığını farzeder. Yatırımcılar, ortalama temettü artış oranının gerçekte daha değişken olduğuna inanmaktadır. Temettü artış oranlarında bir değişiklik gördüklerinde yatırımcılar, ortalama artış oranının değişmesine hızlı bir şekilde tepki gösterirler. Bu fazla tepki ise hisse senedi fiyatlarında daha çok volatilitate meydana getirmektedir.

Geçmiş yıllar boyunca, ticaret yapanların sayısında ve çeşitliliğinde ortaya çıkan bir artış, finansal menkul kıymet piyasalarında değişiklikler meydana getirmiştir. Hisse senetlerinin fiyatları ve özellikle fiyatların volatilitesi üzerindeki bu değişikliklerin etkilerini anlamak önemlidir. Hisse senedi piyasasındaki katılımda oluşan bu artışın bir açıklaması, piyasaya giriş maliyetinin azalmasıdır. Halbuki geçmişte yüksek işlem ve bilgi maliyetleri, belirli yatırımcı türlerini riskli menkul kıymet piyasalarının dışında tutmaktaydı. Son zamanlarda ise giriş kolaylığı finansal piyasalara yeni yatırımcı türlerini çekmektedir. Bilgi teknolojisi ve telekomünikasyon gelişmelerinin bir sonucu olarak, hiç şüphesiz menkul kıymet üzerinde sağlanan bilginin maliyeti de azalmıştır. Fakat parasal (komisyon) ve parasal olmayan (bilgi ve hazırlık) katılım maliyetlerinin azalması, menkul kıymet piyasalarına yeni yatırımcı türlerinin girişini teşvik ederken, yeni piyasa katılımlarının menkul kıymet fiyat volatilitelerini artırıp artırmayacağı veya azaltıp azaltmayacağı hâlâ teorik ve ampirik araştırmaya ihtiyaç duyan bir konudur. Piyasa katılımı ile ilgili literatür, yüksek piyasa katılımının volatiliteleri azaltacağını göstermektedir (HERRERA, 2005:557-558). Düşük bir giriş maliyeti bir çok yatırımcıyı volatilitesi azalan piyasaya girmeye sevkeder.

### **Döviz Kuru Volatilitesi**

Döviz kuru volatilitésinin ölçülmesi ve yorumlanması, hisse senedi ve tahvil piyasalarına göre daha karmaşıktır. Tarihsel verilere bakıldığında döviz kurları, önemli hükümet kontrollerine maruz kalmaktadır. Örneğin İkinci Dünya Savaşı sonrası dönemde, 1946'dan 1972'ye kadar Bretton Woods sabit döviz kuru sistemi ve 1973 yılından itibaren ise dalgalı döviz kuru sistemi gibi iki temel döviz kuru rejimi uygulanmaktadır. Dalgalı kur dönemi boyunca hü-

kümetler, yabancı döviz kuru piyasalarını istikrarlı hale getirmek veya parasal ilişkileri düzeltmek için ara sıra müdahalede bulunmaktadırlar. Döviz kurları sabit bir sistemden dalgalı bir sisteme hareket ettiğinde döviz kuru volatilitesi artar. Dolayısıyla 1973'den beri yeni sistem altında döviz kuru volatilitesi, uluslararası ticaret ve sermaye akışını olumsuz yönde etkilemektedir.

Hisse senedi fiyat volatilitesi gibi döviz kuru volatilitesi de, uzun dönem yatırım kararlarını bozarak gelecekteki kârlar hakkında belirsizlik meydana getirebilir. Uluslararası ticaretle uğraşan şirketler, döviz kuru değişikliklerinin kârları azaltacağından endişe ederlerse, uzun dönem yatırım projelerini kabul etmede isteksiz davranacaklardır. İthalat ve ihracat riskinin artması ile birlikte döviz kurlarında tahmin edilemeyen değişiklikler uluslararası ticareti azaltabilir. Döviz kuru volatilitesinin uluslararası ticareti engellemesinin ikinci bir yolu, yüksek ihracat ve ithalat fiyatları yoluyla. Eğer şirketler, döviz kuru belirsiz olduğundan dolayı, uluslararası ticareti yapılan malların fiyatlarına bir risk primi ilave ederlerse, tüketiciler yüksek fiyatlı mallardan talep ettikleri miktarları azaltırlar ve böylece dünya ticaretinin büyümesini yavaşlatırlar (BECKETT/SELLON, 1989:6-7).

Ayrıca döviz kuru değişkenliği, uluslararası sermaye akımlarını değiştirebilir. Uzun dönem sermaye hareketleri, dünya ekonomisindeki kaynakların etkin dağılımını engelleyen yüksek döviz kuru belirsizliği yüzünden azalabilir. Aynı zamanda artan döviz kuru volatilitesi, kısa dönem spekülasyon sermaye akışlarını arttırabilir ve bu durum para politikasını karmaşık hale getirebilir. Merkez Bankaları döviz piyasalarına sık sık karışmaya ve bu sermaye hareketlerinin yurt içi ekonomi üzerindeki olumsuz etkilerini gidermek için para politikalarını yeniden düzenlemeye gerek duyabilir. Uluslararası ticaret ve sermaye akımları, dünya ekonomisinin düzgün bir şekilde işlemesine katkı yaptığı için döviz kuru volatilitesi ekonomik refahı azaltabilir (FLOOD/ROSE, 1999:661).

Esnek bir döviz kuru sisteminin özelliği, döviz kurlarını piyasa güçlerinin belirlemesidir. Sabit döviz kurlarında yabancı paraları alıp satarak arz ve talep arasındaki dengeyi koruyan Merkez Bankaları yerine döviz kurları piyasa güçlerine göre ayarlanmaktadır. Eğer yabancı dolar talebi arzını aşarsa, döviz kuru artar, benzer şekilde aşırı bir dolar arzı, doların değer kaybına, yani döviz kurunda bir azalmaya neden olur. Bir çok iktisatçı, esnek döviz kuru sisteminde oldukça istikrarlı döviz kurlarını beklemektedirler ancak dalgalı kurlarla ilgili ilk tecrübeler, bu fikirlerin geçerli olmadığını göstermektedir (HAKKIO, 1990:52). Esnek döviz kurları altında döviz kurları büyük ölçüde değişmektedir. Döviz kurlarındaki değişiklikler, eğer bu değişiklikler tahmin edilmişse olumsuz sonuçlar doğurmayacaktır. Uluslararası ticari ve mali işlemlerle uğraşan resmi ve özel kuruluşlar açısından gelecekteki döviz kurlarının



tahminleri çok önemlidir. Ancak hükümetlerin döviz piyasalarına yaptıkları önceden tahmin edilemeyen müdahaleler veya döviz piyasasını etkileyen ani değişiklikler kur tahminlerini zorlaştırmakta hatta imkânsız hale getirmektedir.

Para stoğunda beklenmeyen değişiklikler de döviz kurlarını daha volatil hale getirebilir. Eğer Merkez Bankası, döviz piyasası katılımcılarının beklediğinden daha farklı bir para stoku değişikliği ilan ederse, bu durum döviz kurlarında bir değişikliğe yol açacaktır. Örneğin döviz piyasası katılımcılarının belirli bir hafta içinde M1 para stokunda hiçbir değişiklik beklemediğini farzedelim, fakat Merkez Bankası aynı hafta içinde M1'i arttırdığını ilan etsin. Eğer piyasa katılımcıları bu politikayı 'Merkez Bankasını rahatlatacağı' şeklinde yorumlarsa ve bu rahatlamanın hızlı enflasyon artışına sebep olacağına inanırsa döviz kuru azalacaktır<sup>3</sup>. Yüksek beklenen enflasyon, piyasa faiz oranlarında hemen bir artış meydana getirir. Para talebi faiz oranlarının bir fonksiyonu olduğu için, cari piyasa faiz oranlarındaki bir yükselme, enflasyonda bir sıçrama ve döviz kurunda bir düşmeye yol açarak paranın dolaşım hızında bir artışa neden olur. Bu şekilde para stokunda beklenmedik değişiklikler döviz kuru volatilitesine katkıda bulunur.

Ancak beklenmese bile para stokundaki değişiklikler her zaman döviz kurlarında değişikliklere yol açmayabilir. Aşağıdaki denklemde gösterildiği gibi, para stokunun bileşimi ve paranın dolaşım hızı döviz kurlarını etkilemektedir:

$$E = \frac{QP^*}{MV} \quad (1)$$

E döviz kurunu, P yurt içi fiyat seviyesini, P\* yabancı fiyat seviyesini, M para stokunu, V paranın dolaşım hızını, Q ise reel geliri göstermektedir. Para arzı ve para talebinin her ikisi de önemlidir. Paranın dolaşım hızında beklenmeyen değişiklik<sup>4</sup> ile beraber meydana gelen para stokunda beklenmeyen bir

3 Eğer piyasa katılımcıları, Merkez Bankasının para stokundaki bir artışa karşı gelecek dönemde artan rezervi sınırlandırarak tepki göstermesini beklerlerse ülke parasının değeri yükselecektir, çünkü rezerv sınırlamasından dolayı para stokunun gelecekte düşmesi beklenir, ayrıca rezerv sınırlamasının reel faiz oranlarında bir artışa yol açacağı düşünülür.

4 Döviz kuru volatilitisini azaltmak ile ilgili olarak paranın dolaşım hızındaki beklenmedik değişiklikler çeşitli varsayımlara bağlıdır. Birincisi, Merkez Bankası, dolaşım hızını bir gecikme ile gözlemediği için dolaşım hızındaki cari değişiklikler, diğer

değişikliğin, hiçbir enflasyonist sonuca yol açmayacağı kabul edilmektedir. Bu nedenle de bu değişikliğin döviz kurları üzerinde hiçbir etkisi yoktur (HAKKIO, 1990:58).

Döviz kuru volatilitesine sebep olan faktörlerden birisi de, hükümetlerin bütçe açıklarında ortaya çıkan beklenmeyen değişikliklerdir. Bütçe açıkları, daha yüksek reel faiz oranlarına yol açarak döviz kurlarını etkiler. Yüksek reel faiz oranları ise, diğer ülkelerden bir sermaye akışına neden olur ve böylece döviz kurları değişir. Belli bir dönemde beklenmedik bir şekilde ABD’de bütçe açığının oluştuğunu düşünelim. Sermaye akışı iki şekilde döviz kurunu etkilemektedir. Birincisi, ABD’nin menkul kıymetlerine artan yabancı talep, yabancı döviz piyasalarındaki dolar talebini artırır. Bu yüksek dolar talebi, dolar fiyatının yükselmesine neden olur. İkincisi, ödemeler dengesinin sermaye hesabı kısmındaki bir fazlalık, ticaret dengesine dahil olan cari hesapta bir açıkla denkleştirilmelidir. Gerekli ticaret açığını oluşturmak için, doların değeri, ihracatı azaltmak ve ithalatı arttırmak için yükselmelidir. Bütçe açığının büyüklüğü döviz kurunu bu iki şekilde etkilediği için, bütçe açığındaki beklenmeyen değişiklikler döviz kuru volatilitesine katkıda bulunur.

Döviz kuru volatilitisini azaltmak için bir çok öneriler sunulmaktadır. Bunlardan birisi, altın standardı veya sabit bir döviz kuru sistemine dönülerek uluslararası sistemin yeniden yapılanmasının sağlanmasıdır. Diğer öneri ise, döviz kurlarındaki dalgalanmaların parasal otoriteler tarafından sınırlandırılmasıdır. Döviz kuru ile ilgili belirsizliği azaltmak için hükümetin oynayabileceği en etkin rol, istikrarlı bir politika şartı sağlamaktır. Mali politika, bütçe açığında beklenmedik kaymalardan büyük ölçüde kaçınarak istikrarlı bir ortam sağlayabilir. Para politikası, parasal büyümenin istikrarlı bir yurt içi fiyat seviyesi ile tutarlı olmasını sağlayarak katkıda bulunabilir. Fakat istikrarlı bir politika ortamı, bütün döviz kuru volatilitisini ortadan kaldıramaz. Merkez Bankaları veya politika yapıcılarının kontrol edemediği temel piyasa değişkenlerindeki beklenmedik değişiklikler, döviz kurlarında volatiliteye sebep olmaya devam edecektir.

değişkenlerde gözlenen değişikliklerden çıkarılabilir. Yani dolaşım hızının değiştiğini gösteren gözlenebilir bir değişken olmalıdır. İkincisi, Merkez Bankasının piyasa katılımcılarından önce dolaşım hızındaki değişikliklere ulaşabilmeleri gerekmektedir. Üçüncüsü, Merkez Bankası politikaları piyasa katılımcıları tarafından anlaşılabilir. Eğer piyasa katılımcıları politikayı anlamazlarsa, para politikasında bir değişiklik olduğuna inanabilirler. Bu tür bir yanlış anlama, döviz kurlarının değişmesine neden olacaktır.

## EKONOMETRİK METODOLOJİ

Çalışmada kullanılacak veriler analiz edilirken öncelikle serilerin yapılarında birim kök olup olmadığı test edilmelidir. Bir zaman serisinde birim kök varlığını araştıran ve literatürde en çok kabul edilen ilk test Dickey-Fuller (1979, 1981) testidir. Dickey ve Fuller (1979, 1981) birim kök testleri hata teriminin bağımsız ve özdeş dağıldığını  $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$  varsaymaktadır. Fakat gerçekte çoğu zaman bu durum geçerli olmadığından, eğer hata terimindeki serisel korelasyon sıfırdan farklı ise bu serisel korelasyonu ortadan kaldırmak için bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele eklenir. Bu durumda bu yeni teste de Artırılmış Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi denir. ADF testinin en genel model kalıbı aşağıdaki gibi sunulabilir:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada  $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$  veya temiz-dizi olduğu varsayılan hata terimidir. Modele eklenmesi gereken gecikme sayısı ise Ng ve Perron (1995) tarafından geliştirilen Akaike bilgi kriteri, (AIC), Schwarz bilgi kriteri (SIC) gibi yaklaşımlar kullanılmaktadır. Said ve Dickey (1984) ise gecikme sayısı ile örneklem hacmi arasında deterministik bir ilişki olduğunu bulmuşlardır.

İkinci olarak üzerinde durulacak alternatif birim kök testi hata teriminin temiz-dizi olmadığını ileri sürmektedir. Phillips ve Perron (1988) çalışmalarında Dickey-Fuller testlerine bir düzeltme faktörü eklemiştirler.

$$Z_\alpha = T(\hat{\phi}_1 - 1) - CF \quad (3)$$

Burada CF düzeltme faktörüdür.

$$CF = \frac{0.5(s_{T\ell}^2 - s_\varepsilon^2)}{\sum_{t=2}^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 / T^2} \quad (4)$$

Burada  $s_\varepsilon^2$  uzun dönem varyansdır. Dolayısıyla Phillips ve Perron (1988) testi aşağıdaki testi temel alır:

$$Z_t = \left( \sum_{t=2}^T y_{t-1}^2 \right)^{1/2} \frac{(\hat{\phi}_1 - 1)}{s_{T\ell}} - (1/2) \frac{(s_{T\ell}^2 - s_\varepsilon^2)}{\left[ s_{T\ell}^2 \left( T^{-2} \sum_{t=2}^T y_{t-1}^2 \right)^{1/2} \right]} \quad (5)$$

Andrews (1991) çalışmasında  $\ell$  ile gösterilen gecikme parametresinin tutarlılığı için  $\ell \rightarrow \infty$  iken  $\ell = o(T^{1/3})$  olması gerektiğini varsaymaktadır. Ancak Phillips-Perron testinin de zayıf yönü olarak hata teriminde örneklem çarpıklığı görülmesidir. Schwert (1989c) eğer örneklem çarpıklığı düzeltilirse Phillips-Perron testi ADF testine göre daha olduğunu göstermektedir.

Zaman serilerinde deterministik terimler yer aldığıında ADF testinin zayıf güçlü olması nedeniyle Elliott, Rothenberg and Stock (1996) tarafından daha güçlü bir test olan ADF-GLS testi geliştirilmiştir. Bu test serilerde kesme veya trend olduğunda ADF'ye göre daha iyi sonuçlar vermektedir. ADF-GLS testinde test süreci uygulanmadan önce seriler kesme veya trendden arındırılmaktadır.

$$y_t = d_t + u_t \quad (6)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad (7)$$

Burada  $\{d_t\}$  deterministik kısım,  $\{v_t\}$  ise gözlenemeyen sıfır ortalamalı hata sürecidir. ERS (1996) testinde boş hipotezin  $\alpha = 1$  iken alternatif hipotez  $\alpha = \tilde{\alpha} < 1$  biçiminde tanımlanmaktadır. Test sürecinin ilk aşaması  $y_t$  serisinin aşağıdaki şekilde trendden arındırılmasıdır:

$$\tilde{y}_t^d = y_t - \beta' z_t \quad (8)$$

Burada trendli bir modelde  $z_t = (1, t)'$  iken kesmeli modelde  $z_t = (1)$  olarak tanımlanır. Daha sonra trendden arındırılmış seri için  $(\tilde{y}_t^d)$  aşağıdaki ADF regresyonuna göre test gerçekleştirilir:

$$\Delta \tilde{y}_t^d = \mu + \beta t + \delta \tilde{y}_{t-1}^d + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta \tilde{y}_{t-j}^d + \varepsilon_t \quad (9)$$

Şu ana kadar üzerinde durulan birim kök testlerinde boş hipotez birim kökün varlığını ileri sürerken alternatif hipotez durağanlığı göstermektedir. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) (1992) çalışmalarında ise birim kök hipotezinin farklılaştırarak birim kök testinin gücünün arttığını ileri sürmüşlerdir. Temelde KPSS testinin amacı yine serileri trendden arındırarak birim kök testi gerçekleştirmektir. KPSS testi için tahmin edilen modeller aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \beta t + w_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$w_t = w_{t-1} + u_t \quad (11)$$

Burada,  $w_t$  model için rassal yürüyüş süreci,  $t$  deterministik trend,  $\varepsilon_t$  durağan hatalar ve  $u_t$  ise  $iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$  'dur. KPSS testinin ilk aşaması  $y_t$  serisinin kesme ve trend üzerine regresyonundan elde edilen hataları hesaplamaktır.

$$S_t = \sum_{t=1}^T e_t \quad t=1,2,3,\dots,T \text{ için} \quad (12)$$

ve daha sonra LM testi aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(\ell) \quad (13)$$

Burada,  $s^2(\ell) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^{\ell} w(s, \ell) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}$  olarak tanımlanır.

$s^2(\ell)$  'nin tutarlı bir tahminini  $\ell \rightarrow \infty$  giderken  $T \rightarrow \infty$  için  $\ell = o(T^{1/2})$  oranıyla hesaplanmak mümkündür.

Son olarak üzerinde durulacak birim kök testi ise hataların kökü birim daireye yaklaştığında (-1'e yaklaştığında) hatalarda meydana gelen örneklem çarpıklığının üstesinden gelen Perron-Ng (1996) ve Ng and Perron (2001) tarafından geliştirilen Ng-Perron testidir. Ng-Perron testi trendden arındırılmış GLS temeli dört test içermektedir. Bu testler; Phillips-Perron  $Z_\alpha$  testinin

modifiyesi, Bhargava istatistiğinin modifiyesi, Phillips-Perron  $Z_t$  testi ve ERS Point Optimal testleridir. Bu testler Ng and Perron tarafından ileri sürülen M-testleri olarak bilinirler. İlk test  $Z_\alpha$  'nın modifiyesi olan  $MZ_\alpha$  testidir:

$$MZ_\alpha = Z_\alpha + (T/2)(\hat{\phi}_1 - 1)^2 \quad (14)$$

Buradaki  $(T/2)(\hat{\phi}_1 - 1)^2$  faktörü  $Z_\alpha$  'nın modifiyesini sağlayan modifikasyon faktörü olarak bilinmektedir. İkinci test Bhargava istatistiğinin modifiyesi olan MSB istatistiğidir. Bu istatistik değeri Bhargava (1986) ile ilgili olup MSB aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$MSB = (T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / s^2)^{1/2} \quad (15)$$

Phillips-Perron testi ile MSB testi arasında aşağıdaki gibi bir ilişki vardır:

$$Z_t = MSB * Z_\alpha \quad (16)$$

Dolayısıyla modifiye edilmiş Phillips-Perron testi de  $MZ_t = MSB * MZ_\alpha$  ilişkisinden belirlenebilir.

$$MZ_t = Z_t + (1/2)(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / s^2)^{1/2} (\hat{\phi}_1 - 1)^2 \quad (17)$$

Bu sonuç Ng-Perron testinin üçüncü istatistiğini verir. Ng-Perron testinde kullanılan son test ise MPT olarak bilinen ERS Point Optimal istatistiğinin modifiyesidir. MPT seride kesme veya kesme ve trend olmasına göre iki şekilde gösterilebilir. İlkinde eğer seride kesme varsa MPT aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$MPT = \left[ \bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 - \bar{c}T^{-1} \tilde{y}_T^2 \right] / s_{AR}^2 \quad (18)$$

Eğer seride kesme ve trend varsa da MPT aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$\text{MPT} = \left[ \bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1-\bar{c})T^{-1} \tilde{y}_T^2 \right] / s_{AR}^2 \quad (19)$$

Burada üzerinde durulan birim kök testlerinden ADF, ADF-GLS, Phillips-Perron, Ng-Perron MZa ve MZt birim kök testlerinin hipotezlerinde boş hipotez birim kök olduğu alternatif hipotez ise serinin durağan olduğudur. Buna karşın KPSS, Ng-Perron MSB ve MPT birim kök testlerinin hipotezlerinde boş hipotez serinin durağan olduğu iken alternatif hipotez birim kök olduğudur.

Engle (1982) tarafından önerilen koşullu değişen varyans ARCH modeli normallik varsayımı

$$y_t | \Psi_{t-1} \sim N(x_t b, h_t) \quad (20)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (21)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t b \quad (22)$$

şeklinde (ENGLE, 1982:988). Burada (20) ortalama modeli ve (21) ise varyans modeli olarak adlandırılır.  $h_t$ , ARCH modelinde kullanılan koşullu varyans;  $p$  ARCH sürecinin derecesini;  $\alpha$  ise bilinmeyen parametrelerin vektörünü gösterir (ENGLE, 1982:989).

Koşullu varyans modelleri, kovaryansları sıfır, parametre toplamları birden küçük ( $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$ ) ve koşulsuz varyansı sonlu olduğu için beyaz gürültü sürecine sahip olacaktır (GÖKÇE, 2001:37). Denklem (21)'de verilen ARCH(p) modelinde,  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyansı  $\varepsilon_{t-i}^2$ 'lerin gerçekleşen değerlerine bağlıdır. Eğer  $\varepsilon_{t-i}^2$ 'nin gerçekleşmiş değeri büyük ise,  $h_t$  ile gösterilen koşullu varyans da büyük olacaktır (ENDERS, 1995:143). Bu durumda,  $\varepsilon_t$ 'ler ikinci veya daha yüksek momentlerle ilişkili olduğundan korelasyonsuz olsalar da birbirlerinden bağımsız olmayacaklardır.

Yukarıda verilen denklem (21)'deki ARCH sürecinde yer alan parametrelere ilişkin bazı kısıtlar konulmuştur. Koşullu varyans ( $h_t$ ),  $\varepsilon_t$ 'nin

gerçekleşen bütün değerleri için pozitif olmak zorundadır. Bu koşulun sağlanabilmesi için ARCH(p) denkleminde  $\alpha_0$  ve  $\alpha_i$  parametrelerinin sıfır olamayacağı ortadadır. Böylece;  $\alpha_0 > 0$  ve  $i=1,2,\dots,p$  olmak üzere  $\alpha_i \geq 0$  kısıtları söz konusudur. Denklem (21)'deki ARCH sürecinde  $\varepsilon_{t-1}^2, \varepsilon_{t-2}^2, \dots, \varepsilon_{t-p}^2$  değerleri negatif olmayacağından, bütün  $\varepsilon_t$  değerleri için koşullu varyans denklemi de negatif değer alamayacaktır.

ARCH süreci ile ilgili ikinci bir kısıt ise,  $\alpha$  parametrelerinin sabit terim hariç her birinin veya toplamlarının 1'den küçük olması gerekliliğidir. Bu kısıt sürecin kararlılığının sağlanması için gereklidir. Aksi halde  $\alpha$  parametrelerinin toplamlarının 1'den büyük olması durumunda süreç sonsuz bir varyansa sahip olacaktır (ENGLE, 1982:993). ARCH(p) süreci,  $p=1$  değeri için ARCH(1) süreci olur ve bu süreç,

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (23)$$

şeklinde gösterilir. ARCH(1) sürecindeki koşullu varyansın negatif olmaması için  $\alpha_0$  ve  $\alpha_1$ 'in her ikisinin de pozitif olduğu varsayılır. Yani,  $\alpha_0 > 0$ ,  $0 < \alpha_1 < 1$  olma koşulları vardır.

ARCH modeli tahmin edilirken koşullu varyans denkleminde doğrusal gecikme yapısındaki bellek uzunluğunun keyfi olması ve nisbi olarak uzun gecikmeler seçilmesi nedeniyle koşullu varyans denklemindeki parametrelerle konulan toplam olarak negatif olamama kısıtı ihlal edilmektedir. Bu kısıtın sağlanmaması ve negatif varyanslı parametre tahminlerine ulaşılması sakıncasını gidermek amacıyla, ARCH modelleri genişletilerek hem daha fazla geçmiş bilgilere dayanan hem de daha esnek bir gecikme yapısına sahip olan geliştirilmiş ARCH (kısaca GARCH) modeli geliştirilmiştir (BOLLERSLEV, 1986:308). Buna göre GARCH(p,q) modeli

$$y_t | \Psi_{t-i} \sim N(0, h_t) \quad (24)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} = \alpha_0 + \alpha(L) \varepsilon_t^2 + \beta(L) h_t \quad (25)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t b \quad (26)$$



şeklinde gösterilebilir. Burada,  $y_t$  serisi,  $\Psi_{t-i}$  bilgi kümesine bağlı olarak 0 koşullu ortalama ve  $h_t$  koşullu varyans ile normal dağılıma sahiptir. GARCH(p,q) modeli aşağıdaki koşulları sağlamalıdır.

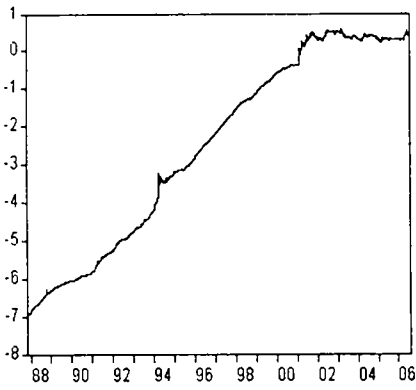
$$\begin{aligned} p > 0, \quad q \geq 0 \\ \alpha_0 > 0, \quad \alpha_j \geq 0, \quad i = 0,1,2,\dots,p \\ \beta_j \geq 0, \quad j = 0,1,2,\dots,q \end{aligned} \quad (27)$$

Dikkat edilirse GARCH(p,q) süreci  $q = 0$  için ARCH(p) modeline eşit olur. Ayrıca  $p = q = 0$  alınırsa  $\varepsilon_t$ , basit beyaz gürültü sürecine eşit olacaktır. GARCH(p,q) modeli, tek değişkenli ARMA modeli olarak görülebilir ve  $p$  ile  $q$  gecikme genişliklerinin seçimi kalıntı karelerine ilişkin geleneksel zaman serileri teknikleri kullanılarak belirlenebilir (BOLLERSLEV, 1990:501).

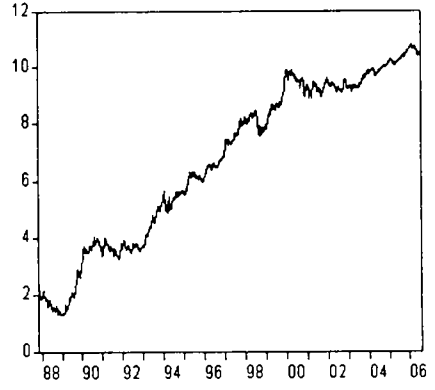
## VERİ VE AMPİRİK BULGULAR

Finansal verilerin özelliklerinden birisi günlük veriler gibi yüksek frekanslı serilerde istatistiksel bağımlılığın gözlenmesidir. Bu sonuç, bu tür veri yapısı içerisinde doğrusal olmayan stokastik süreçlerin uygulanabilir olduğu sonucunu doğurmaktadır. Çalışmanın amacı, IMKB Ulusal 100 kapanış verilerini ve Dolar kuru satış fiyatını kullanarak finansal volatilitayı ortaya koymaktır.

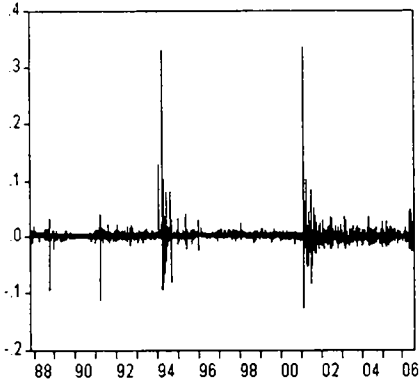
ARCH ve GARCH modellerinin analiz edilmesinde kullanılacak veri grubu düzenli olarak yayınlanan ve mümkün olan en geçmiş değer olan 23/10/1987 tarihinden başlayıp çalışmanın yapıldığı sıradaki en yeni değer olan 28/07/2006 tarihinde bitmektedir. DOLAR değişkeni dolar kurunun satış fiyatının logaritmasını ve IMKB100 değişkeni IMKB Ulusal 100 endeksi kapanış fiyatının logaritmasını göstermektedir. Çalışmada kullanılan zaman serileri Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden elde edilmiştir. İlk olarak DOLAR ve IMKB100 serilerinin zaman yolu grafiklerinin incelenmesi faydalı olacaktır. Serilere ilişkin zaman yolu grafikleri Şekil 1'de gösterilmektedir.



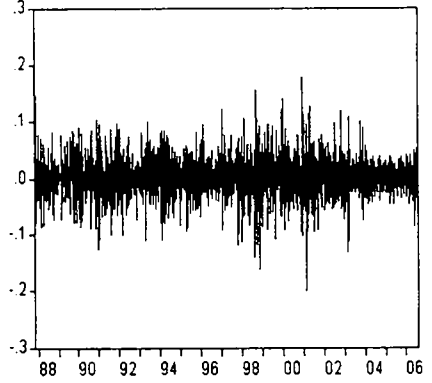
— DOLAR



— IMKB100



— D(DOLAR)



— D(IMKB100)

Şekil 1: Dolar ve IMKB100 Serilerinin Düzey ve Birinci Farklarının Zaman Yolu Grafikleri

Her iki zaman serisi de incelendiğinde serilerin zaman içinde pozitif yönlü bir trende sahip olduğu görülmektedir. Yani her iki serinin de belirli bir ortalamaya sahip olmadığı söylenebilir. Bu durum her iki serinin de durağandışı olabileceği hakkında bilgi vermektedir. Ancak buradaki trend ya deterministik ya da stokastik trend olabilir. Serilerin birinci farkları alındığında ise her iki seride sıfır ortalama etrafında saçılım göstermeye başlamıştır. Ayrıca zaman serilerinin hem düzey hem de birinci farklarının grafikleri incelendiğinde DOLAR serisinin yapısında özellikle 1994 ve 2000 yıllarındaki

krizlerin etkisi açık şekilde görülürken, IMKB100 serisinde bu yapı bu kadar net gözlenmemektedir. Bu durum her iki serinin yapısında özellikle 1994 ve 2001 yıllarında bir oynaklık olabileceği hakkında fikir vermektedir. Serilerin yapısında gözlenen trend etkisi, seriler için Şekil 2’de çizilen 30 gecikmeli korelogramlar yardımıyla da ortaya konulabilir.

Şekil 2 ile verilen DOLAR ve IMKB100 zaman serilerine ait korelogramlar, otokorelasyon (ACF) ve kısmi korelasyon (PACF) katsayılarının tamamının  $\pm 2/\sqrt{4896} = \pm 0.02858$  aralığının dışında olduğu için serilerin durağan bir yapı göstermediği görülmektedir.

### DOLAR Serisinin Düzeyi

Included observations: 4896

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 1.000	1.000	4894.5	0.000
		2 0.999	-0.006	9785.3	0.000
		3 0.999	0.001	14673.0	0.000
		4 0.998	0.002	19556.0	0.000
		5 0.998	-0.001	24437.0	0.000
		6 0.997	-0.002	29313.0	0.000
		7 0.997	-0.005	34186.0	0.000
		8 0.996	-0.002	39056.0	0.000
		9 0.996	0.000	43921.0	0.000
		10 0.995	0.001	48784.0	0.000
		11 0.995	0.000	53642.0	0.000
		12 0.994	0.002	58497.0	0.000
		13 0.994	0.000	63348.0	0.000
		14 0.993	-0.004	68196.0	0.000
		15 0.993	-0.003	73040.0	0.000
		16 0.992	-0.002	77881.0	0.000
		17 0.992	0.001	82718.0	0.000
		18 0.992	0.003	87551.0	0.000
		19 0.991	-0.005	92380.0	0.000
		20 0.991	0.001	97206.0	0.000
		21 0.990	-0.004	102029.0	0.000
		22 0.990	-0.003	106847.0	0.000
		23 0.989	0.000	111662.0	0.000
		24 0.989	-0.003	116473.0	0.000
		25 0.988	-0.002	121280.0	0.000
		26 0.988	0.000	126084.0	0.000
		27 0.987	0.001	130884.0	0.000
		28 0.987	0.000	135680.0	0.000
		29 0.986	0.001	140472.0	0.000
		30 0.986	0.000	145261.0	0.000

### DOLAR Serisinin Birinci Farkı

Included observations: 4895

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.177	0.177	153.27	0.000
		2 -0.181	-0.219	313.71	0.000
		3 -0.083	-0.006	347.58	0.000
		4 0.028	0.008	351.35	0.000
		5 0.040	0.014	359.01	0.000
		6 0.041	0.039	367.07	0.000
		7 0.027	0.024	370.53	0.000
		8 -0.036	-0.033	377.02	0.000
		9 -0.051	-0.026	399.58	0.000
		10 -0.017	-0.015	390.98	0.000
		11 -0.039	-0.058	396.54	0.000
		12 -0.002	0.009	398.56	0.000
		13 0.101	0.090	448.75	0.000
		14 0.130	0.100	531.56	0.000
		15 0.002	-0.001	531.58	0.000
		16 -0.039	0.017	539.06	0.000
		17 0.024	0.037	541.85	0.000
		18 0.027	-0.001	545.54	0.000
		19 0.016	0.007	546.83	0.000
		20 0.061	0.056	565.14	0.000
		21 0.015	-0.005	566.22	0.000
		22 -0.039	-0.007	573.58	0.000
		23 -0.027	-0.002	577.21	0.000
		24 0.047	0.051	587.99	0.000
		25 0.041	0.023	596.20	0.000
		26 -0.026	-0.032	599.59	0.000
		27 0.068	0.086	622.47	0.000
		28 0.063	0.021	641.94	0.000
		29 0.001	0.016	641.94	0.000
		30 0.017	-0.001	643.30	0.000

## IMKB100 Serisinin Düzeyi

Included observations: 4896

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 1.000	1.000	4894.2	0.000
		2 0.999	-0.012	9784.4	0.000
		3 0.998	-0.001	14671	0.000
		4 0.998	0.000	19553	0.000
		5 0.997	-0.003	24431	0.000
		6 0.997	-0.004	29306	0.000
		7 0.996	-0.004	34176	0.000
		8 0.996	0.000	39042	0.000
		9 0.995	-0.008	43904	0.000
		10 0.995	-0.003	48762	0.000
		11 0.994	-0.013	53616	0.000
		12 0.994	-0.008	58465	0.000
		13 0.993	-0.007	63310	0.000
		14 0.993	-0.007	68150	0.000
		15 0.992	-0.002	72986	0.000
		16 0.992	-0.005	77817	0.000
		17 0.991	0.026	82644	0.000
		18 0.990	0.010	87467	0.000
		19 0.990	-0.002	92286	0.000
		20 0.989	0.001	97100	0.000
		21 0.989	-0.003	101910	0.000
		22 0.988	0.000	106716	0.000
		23 0.988	0.007	111518	0.000
		24 0.987	0.015	116315	0.000
		25 0.987	0.000	121109	0.000
		26 0.986	-0.006	125898	0.000
		27 0.986	0.000	130684	0.000
		28 0.985	-0.001	135465	0.000
		29 0.985	-0.012	140243	0.000
		30 0.984	0.001	145016	0.000

## IMKB100 Serisinin Birinci Farkı

Included observations: 4895

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.113	0.113	62.515	0.000
		2 0.010	-0.003	62.975	0.000
		3 -0.010	-0.011	63.485	0.000
		4 0.033	0.036	68.911	0.000
		5 -0.004	-0.012	68.996	0.000
		6 -0.004	-0.003	69.077	0.000
		7 0.003	0.005	69.115	0.000
		8 0.019	0.017	70.805	0.000
		9 0.006	0.003	70.989	0.000
		10 0.046	0.046	81.318	0.000
		11 0.000	-0.011	81.318	0.000
		12 0.029	0.030	85.538	0.000
		13 0.025	0.020	88.531	0.000
		14 -0.002	-0.010	88.543	0.000
		15 0.002	0.005	88.569	0.000
		16 0.001	-0.001	88.575	0.000
		17 -0.015	-0.017	89.622	0.000
		18 -0.021	-0.018	91.696	0.000
		19 -0.004	0.000	91.789	0.000
		20 0.010	0.007	92.326	0.000
		21 0.028	0.027	96.114	0.000
		22 0.008	0.001	96.465	0.000
		23 -0.019	-0.023	98.281	0.000
		24 0.009	0.015	98.723	0.000
		25 0.034	0.030	104.51	0.000
		26 -0.002	-0.010	104.53	0.000
		27 -0.028	-0.024	108.44	0.000
		28 -0.006	0.001	108.59	0.000
		29 0.003	0.001	108.65	0.000
		30 -0.024	-0.024	111.60	0.000

Şekil 2: Dolar ve IMKB100 Saman Serilerinin Düzey ve Birinci Farklarının Korelogramı

Serilerin birinci farkları alındığında ise otokorelasyon (ACF) ve kısmi korelasyon (PACF) katsayılarının çoğunluğu güven aralığının içinde kalmaktadır. Buna rağmen serilerin durağanlığının incelenmesinde formel olarak durağanlık testlerinin kullanılması, serilerin durağanlığı hakkında fikir sahibi olunmasında daha faydalı olacaktır. Dolayısıyla birim kök testleri serilerin yapısında görülen trendin deterministik veya stokastik trendden hangisi olduğunu kesin olarak belirlemeye yardımcı olacaktır.

Tablo 1: DOLAR ve İMKB100 Serileri için Birim Kök Testleri Sonuçları

DOLAR ve İMKB100 SERİLERİNİN DÜZEYİ								
BİRİM KÖK TESTLERİ <sup>d</sup>	ADF Testi	ADF-GLS Testi	KPSS Testi	Phillips-Perron Testi	Ng-Perron Testi*			
					MZa	MZt	MSB	MPT
DOLAR	-1.9960	2.0478	6.9329 <sup>a</sup>	-2.9318 <sup>b</sup>	1.0157	4.7558	4.6824 <sup>c</sup>	1393.0 <sup>c</sup>
İMKB100	-0.9928	2.2032	6.8140 <sup>a</sup>	-0.8854	1.0966	2.2773	2.0768 <sup>c</sup>	284.54 <sup>c</sup>
DOLAR ve İMKB100 SERİLERİNİN BİRİNCİ FARKI								
BİRİM KÖK TESTLERİ <sup>d</sup>	ADF Testi	ADF-GLS Testi	KPSS Testi	Phillips-Perron Testi	Ng-Perron Testi*			
					MZa	MZt	MSB	MPT
DOLAR	-5.3688 <sup>a</sup>	-3.8421 <sup>a</sup>	0.9677 <sup>a</sup>	-57.578 <sup>a</sup>	-22.906 <sup>a</sup>	-3.3481 <sup>a</sup>	0.1462	1.1956
İMKB100	-16.065 <sup>a</sup>	-6.5469	0.1119	-62.828 <sup>a</sup>	-34.355 <sup>a</sup>	-4.1089 <sup>a</sup>	0.1196	0.8208

<sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

<sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

<sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

<sup>d</sup> ADF, ADF-GLS, Phillips-Perron, Ng-Perron MZa ve MZt birim kök testlerinin hipotezleri aynı iken, KPSS, Ng-Perron MSB ve MPT birim kök testlerinin hipotezleri aynıdır.

\* Ng-Perron Testi dört temel test içermektedir.

Tablo 1'de DOLAR ve İMKB100 serileri için kesmeli model uygun olduğu belirlendikten sonra birim kök testleri uygulanmıştır. Artırılmış Dickey-Fuller (ADF) ve ADF-GLS birim kök testleri uygulanırken tahmin edilen modele dahil edilen gecikme sayısı Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) bilgi kriterleri ile Lagrange Çarpanları (LM) testi bir arada değerlendirilerek belirlenmiştir. Buna göre DOLAR serisi için 105 gecikme, İMKB100 serisi için 16 gecikme alındığında artıklardaki serisel korelasyonun ortadan kalktığı görülmüştür. KPSS testinde gecikme uzunluğu  $T^{1/2} \cong 70$  ve Phillips-Perron ile Ng-Perron testlerinde ise gecikme uzunluğu  $T^{1/3} \cong 17$  olarak hesaplanmıştır. ADF-GLS, KPSS ve Ng-Perron birim kök testlerinin bir zaman serisine uygulanabilmesi için serilerin deterministik trende veya en azından kesmeye sahip olması gerekir (SEVÜKTEKİN/NARGELEÇEKENLER, 2005:279-312).

DOLAR ve İMKB100 serileri için birim kök testleri uygulanırken tahmin edilen modeller trendsiz ve kesmeli model olduğunda beş adet birim kök testi de uygulanabildi. O halde DOLAR ve İMKB100 zaman serileri için uygulanan beş tane birim kök testi sonuçlarına göre her iki zaman serisi de durağan değildir. Dolayısıyla zaman serilerinin birinci farkları veya gerekiyorsa ikinci farklarının alınması gerekmektedir.

Tablo 1 ayrıca birinci farkı alınmış seriler için uygulanmış olan birim kök testlerinin sonuçlarını da göstermektedir. Uygulanan tüm testlerin sonucunda, serilerin birinci farkı alındığında serilerin durağanlaştığı gözlenmektedir.

### Model Belirleme

DOLAR ve İMKB100 zaman serilerinin birinci farkı alındıktan durağanlaştığı sonucuna ulaşıldıktan sonra durağan seriler kullanılarak serilerin yapısına en uygun modelin belirlenmesi gerekmektedir. Serilerin yapısına en uygun model farklı gecikme uzunlukları içeren ARMA modelleri denenerek belirlenmeye çalışılmıştır. Model belirme aşaması Box-Jenkins (1976) metodolojisi temel alınarak oluşturulmaktadır. Model kurulurken zaman serilerine ilişkin korelogramların dikkate alınması uygun modelin seçilmesine yardımcı olmaktadır. Dolayısıyla DOLAR serisinin otokorelasyon fonksiyonu (ACF) ve kısmi korelasyon fonksiyonu (PACF) kullanılarak oluşturulan korelogram incelendiğinde kurulması gereken modelin bir ARMA(2,3) olması gerektiği yargısına varılmaktadır. Çünkü zaman serilerine ilişkin ACF ve PACF değerleri benzer yapılar sergilemekte ve ACF üçüncü gecikmeden sonra, PACF ise ikinci gecikmeden sonra kesilmektedir. Benzer şekilde İMKB100 serisi için hesaplanan otokorelasyon fonksiyonu (ACF) ve kısmi korelasyon fonksiyonu (PACF) kullanılarak oluşturulan korelogram incelendiğinde, kurulması gereken modelin bir ARMA(1,1) olması gerektiği yargısına varılmaktadır. Burada da İMKB100 serisine ilişkin ACF ve PACF değerleri benzer yapılar sergilemekte ve her iki otokorelasyon katsayısı da birinci gecikmeden sonra kesilmektedir. Ancak yine de ARMA(p,0) veya ARMA(0,q) modelleri haricinde alternatif model tahminlerinin incelenerek karar verilmesi daha sağlıklı olacaktır.

Tablo 2’de verilen DOLAR ve İMKB100 zaman serileri için tahmin edilen alternatif modellere ilişkin sonuçlar; (i) parametrelerin anlamlı olması, (ii) determinasyon katsayısının ( $R^2$ ) yüksek olması, (iii) AIC ve SIC bilgi kriterlerinin mümkün olduğunca düşük olması, (iv) hata kareler toplamının (SSE) mümkün olduğunca düşük olması, (v) olabilirlik oranının (OLB) mümkün olduğunca yüksek olması, (vi) modelin F-istatistiğinin anlamlı olması kriterlerine göre değerlendirilmektedir. Tablo 2’de tahmin edilen modellerin tamamında F-istatistikleri %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur, yani

uyumun iyiliği vardır. Bu nedenle bu model seçim kriterinin Tablo 2'ye yazılmasına gerek duyulmamıştır.

Tablo 2: Dolar ve IMKB100 Serileri Uygun Model Seçim Sonuçları

MODEL	DOLAR					IMKB100				
	R <sup>2</sup>	AIC	SIC	SSE	OLB	R <sup>2</sup>	AIC	SIC	SSE	OLB
ARMA(1,1)	0.0599	-6.145	-6.141	0.6135	15040.2	0.0128	-4.233	-4.230	4.1501	10362.5
ARMA(2,1)	0.0778	-6.164	-6.159	0.6017	15084.3	0.0139	-4.234	-4.229	4.1451	10362.8
ARMA(1,2)	0.0738	-6.159	-6.154	0.6045	15076.6	0.0142	-4.235	-4.229	4.1441	10366.0
ARMA(2,2)	0.0779	-6.164	-6.157	0.6017	15084.4	0.0145	-4.234	-4.228	4.1427	10364.2
ARMA(3,1)	0.0782	-6.164	-6.157	0.6014	15082.0	0.0143	-4.234	-4.227	4.1428	10361.5
ARMA(1,3)	0.0769	-6.163	-6.156	0.6025	15084.8	0.0142	-4.234	-4.228	4.1440	10366.0
ARMA(3,2)	0.0782	-6.164	-6.156	0.6014	15082.0	0.0144	-4.230	-4.226	4.1427	10361.6
ARMA(2,3)	0.0838	-6.170	-6.162	0.5978	15100.1	0.0164	-4.236	-4.228	4.1344	10369.1
ARMA(3,3)	0.0844	-6.170	-6.161	0.5973	15098.6	0.0157	-4.235	-4.225	4.1371	10364.8

Bunun yanında zaman serileri için tahmin edilen ARMA(p,q) modelleri Box-Jenkins metodolojisini temel aldığından, modellerin “cimrilik (parsimony)” özelliğine uyması amaçlanmaktadır. Bu nedenle en çok ARMA(3,3) modeli için tahminler yapılmıştır. DOLAR serisi için Tablo 2’de tahmin edilen alternatif modeller içerisinde en uygun olduğu düşünülen model ARMA(2,3)’dür. Her ne kadar DOLAR serisi için ARMA(3,3) modeli de uygunmuş gibi görünse de ARMA(2,3) modeline göre belirgin bir üstünlüğü görülmemektedir. Bu nedenle model değerlendirme kriterleri bir arada ele alındığında ARMA(2,3) modeli DOLAR serisi için en uygun olduğu düşünülen modeldir. Benzer şekilde SIC haricinde tüm değerlendirme kriterleri açısından IMKB100 serisi için en uygun model yine ARMA(2,3) olarak gözlenmektedir. Seçilen modellerin tahmin sonuçları Tablo 3’te verilmektedir.

Tablo 3: Olağan En Küçük Kareler Tahmin Sonuçları

PARAMETRELER	DOLAR-ARMA(2,3)	IMKB100-ARMA(2,3)
$\delta$	0.001709 <sup>a</sup>	0.001504 <sup>a</sup>
$\phi_1$	-1.924366 <sup>a</sup>	1.106397 <sup>a</sup>
$\phi_2$	-0.961983 <sup>a</sup>	-0.729989 <sup>a</sup>
$\theta_1$	2.040064 <sup>a</sup>	-0.892027 <sup>a</sup>
$\theta_2$	1.182996 <sup>a</sup>	0.341368 <sup>a</sup>
$\theta_3$	0.108082 <sup>a</sup>	0.249677 <sup>a</sup>

R <sup>2</sup>	0.016427	0.083794
$\bar{R}^2$	0.015421	0.082857
AIC	-4.235876	-6.169692
SIC	-4.227911	-6.161727
SSE	4.134453	0.597823
OLB	10369.07	15100.15
F-İstatistiği	16.32377 <sup>a</sup>	89.39098 <sup>a</sup>

<sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

<sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

<sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Burada  $\delta$  modelin ortalaması veya sabit terim,  $\phi_1, \phi_2$  otoregresif parametreler,  $\theta_1, \theta_2, \theta_3$  hareketli ortalama parametreleri, R<sup>2</sup> determinasyon katsayısı ve  $\bar{R}^2$  düzeltilmiş determinasyon katsayısıdır. DOLAR ve İMKB100 serileri için Tablo 3'te yer alan en küçük kareler sonuçlarına göre tahmin edilen modeller parametrelerin anlamlılığı ve diğer değerlendirme kriterleri yönünden başarılıdır. Çünkü tahmin edilen parametreler istatistiksel olarak anlamlıdır.

Her iki zaman serisi için uygun modeller tahmin edildikten sonra elde edilen en küçük kareler artıkları için Brusch-Godfrey serisel korelasyon testi farklı gecikmeler için hesaplanmış ve hesaplanan tüm gecikmelerde otokorelasyon olmadığını gösteren boş hipotez % 1 veya % 5 anlamlılık düzeyinde red edilerek otokorelasyon parametreleri anlamlı bulunmuştur. Artıklardaki değişen varyans testi için White testi uygulanmıştır. Artıklarda değişen varyanslılığın olmadığını savunan boş hipotez yine % 1 veya % 5 anlamlılık düzeyinde red edilerek modelde güçlü bir değişen varyanslılığın olduğuna karar verilmiştir. Dolayısıyla DOLAR ve İMKB100 serilerinin artıklarında hem otokorelasyon hem de değişen varyanslılığın bir arada olması koşullu değişen varyanslılığın (ARCH etkisinin) önemli bir işaretidir. Bu verilen sonuçlara ek olarak, zaman serilerinde varlığından şüphelenilen koşullu değişen varyansın ortaya konulabilmesi için Engle ARCH testinin uygulanarak kararın desteklenmesi gereklidir.

### ARCH Testi

Bu aşamada zaman serilerine ait volatilité etkisinin var olup olmadığını belirlemek için Engle (1982) tarafından öne sürülmüş olan ARCH testinin uygulanması gerekmektedir. ARCH testinin ilk aşaması verilere uygun bir model kurulmasıdır. Nitekim zaman serileri için kurulan uygun modeller Tablo



4 ile özetlenmektedir. Daha sonra modelden elde edilen kalıntılar hesaplanarak bu kalıntılar ile

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + v_t \quad (28)$$

yardımcı modeli tahmin edilerek elde edilen  $R^2$  yardımıyla  $LM = (T - p)R^2$  test istatistik değeri hesaplanır. Uygulama verileri kullanılarak her bir zaman serisi için ön bilgiler dikkate alınmaksızın birinci mertebe ARCH testi ile başlanarak gecikme sayısı ardışık olarak artırılmıştır. Bulunan sonuçlar Tablo 4'te verilmektedir.

Tablo 4: Dolar ve IMKB100 Serileri için ARCH-LM Testi Sonuçları

ARCH TESTİ	DOLAR	IMKB100
LM(1)	65.8232 <sup>a</sup>	322.4558 <sup>a</sup>
LM(5)	75.2686 <sup>a</sup>	496.1850 <sup>a</sup>
LM(10)	76.3183 <sup>a</sup>	510.4052 <sup>a</sup>
LM(20)	87.3029 <sup>a</sup>	614.1549 <sup>a</sup>
LM(40)	101.6297 <sup>a</sup>	660.8469 <sup>a</sup>

<sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

<sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

<sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Farklı gecikmeler dikkate alınarak hesaplanan ARCH testi sonucunda DOLAR ve IMKB100 serilerinde ARCH etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu nedenle zaman serileri farklı ARCH modelleri ile tahmin edilmelidir. Tablo 5, farklı koşullu değişen varyans modellerinin, DOLAR ve IMKB100 serileri için tahmin sonuçlarını göstermektedir.

Tahmin sonuçları, olabilirlik fonksiyonunu ençoklayan optimum iterasyonla bulunmuştur. Burada maksimum olabilirlik tahminleri söz konusu olduğu için, olabilirlik fonksiyonunun ençoklanmasında Berndt, Hall, Hall, ve Hausman (1974) (BHHH) metodu kullanılmıştır. Tahmin edilen modellerdeki parametreler işaretleri yönünden değerlendirildiğinde varyans denkleminde ait parametrelerin koşullu değişen varyans kısıtlarını sağlaması gereklidir. Aksi durumda, bağımlı değişken ile uyumun yeterli ölçüde olmadığı sonucuna

ulaşmaktadır. Buna göre DOLAR ve IMKB100 serileri için tahmin edilen ARCH ve GARCH modellerinin sonuçları Tablo 5'te gösterilmektedir.

Tablo 5 ile verilen değişen varyans modelleri incelendiğinde DOLAR serisi için tüm modellerin koşullu değişen varyans parametrelerinin kısıtlarını yerine getirdiği görülmektedir. IMKB100 serisi için ise GARC(2,1) ve GARCH(2,2) dışındaki modeller varyans modelinin kısıtlarını yerine getirmektedir.

Tablo 5: Koşullu Değişen Varyans Modelleri Tahmin Sonuçları

DOLAR SERİSİNİN KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODEL TAHMİNİ						
Model	ARCH	ARCH	GARCH	GARCH	GARCH	GARCH
Parametre	p=1, q=0	p=2, q=0	p=1, q=1	p=2, q=1	p=1, q=2	p=2, q=2
$\delta$	0.001853 <sup>a</sup>	0.001398 <sup>a</sup>	0.001092 <sup>a</sup>	0.000997 <sup>a</sup>	0.001140 <sup>a</sup>	0.001021 <sup>a</sup>
$\phi_1$	-0.175586	-0.157933	-0.002553	-0.609886	-0.002905	-0.000241
$\phi_2$	0.534318	0.487969	0.024289	0.313674	0.029057	0.023525
$\theta_1$	0.206602	0.177300	0.012962	0.714763	0.013205	0.010395
$\theta_2$	-0.538450	-0.478405	-0.014158	-0.276723	-0.019093	-0.013480
$\theta_3$	-0.005272	-0.001657	0.003814	-0.047505	0.003927	0.003922
$\alpha_0$	8.59E-05 <sup>a</sup>	9.22E-05 <sup>a</sup>	7.34E-05 <sup>a</sup>	8.59E-05 <sup>a</sup>	6.69E-05 <sup>a</sup>	6.38E-05
$\alpha_1$	0.188909 <sup>a</sup>	0.154386 <sup>a</sup>	0.151328 <sup>a</sup>	0.196119 <sup>a</sup>	0.135406 <sup>a</sup>	0.123434 <sup>a</sup>
$\alpha_2$	-	0.052809 <sup>a</sup>	-	0.069926 <sup>b</sup>	-	0.038069
$\beta_1$	-	-	0.598975 <sup>a</sup>	0.427014 <sup>a</sup>	0.533716 <sup>a</sup>	0.505339
$\beta_2$	-	-	-	-	0.043078	0.024075
AIC	-6.474635	-6.487314	-6.213929	-6.326906	-6.290069	-6.362730
SIC	-6.464015	-6.475367	-6.201981	-6.313631	-6.276794	-6.348128
OLB	15848.19	15880.21	15211.38	15488.78	15398.65	15577.42
IMKB100 SERİSİNİN KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODEL TAHMİNİ						
Model	ARCH	ARCH	GARCH	GARCH	GARCH	GARCH
Parametre	p=1, q=0	p=2, q=0	p=1, q=1	p=2, q=1	p=1, q=2	p=2, q=2
$\delta$	0.001450 <sup>a</sup>	0.001827 <sup>a</sup>	0.001753 <sup>a</sup>	0.001672 <sup>a</sup>	0.001666 <sup>a</sup>	0.001669 <sup>a</sup>
$\phi_1$	0.892093	1.042113 <sup>a</sup>	0.484366 <sup>a</sup>	0.492739	1.102379 <sup>c</sup>	0.874766
$\phi_2$	-0.008717	-0.175694	0.505469 <sup>a</sup>	-0.213005	-0.525327 <sup>a</sup>	-0.153210
$\theta_1$	-0.747837	-0.915747 <sup>a</sup>	-0.393333 <sup>a</sup>	-0.379825	-1.010601	-0.759554

$\theta_2$	-0.104453	0.023750	-0.558621 <sup>a</sup>	0.156449	0.447210 <sup>c</sup>	0.047492
$\theta_3$	0.004394	0.058608 <sup>b</sup>	-0.035679 <sup>c</sup>	0.040489	0.036043	0.028843
$\alpha_0$	0.000598 <sup>a</sup>	0.000472 <sup>a</sup>	4.65E-05 <sup>a</sup>	2.45E-05 <sup>a</sup>	4.38E-05 <sup>a</sup>	5.13E-05 <sup>a</sup>
$\alpha_1$	0.302784 <sup>a</sup>	0.259033 <sup>a</sup>	0.158888 <sup>a</sup>	0.170349 <sup>a</sup>	0.184137 <sup>a</sup>	0.146718 <sup>a</sup>
$\alpha_2$	-	0.206305 <sup>a</sup>	-	-0.057407 <sup>a</sup>	-	0.101413 <sup>a</sup>
$\beta_1$	-	-	0.792274 <sup>a</sup>	0.862201 <sup>a</sup>	0.471409 <sup>a</sup>	-0.099422 <sup>a</sup>
$\beta_2$	-	-	-	-	0.301835 <sup>a</sup>	0.803062 <sup>a</sup>
AIC	-4.321237	-4.363582	-4.423373	-4.429133	-4.426116	-4.429152
SIC	-4.310617	-4.351634	-4.411425	-4.415858	-4.412841	-4.414550
OLB	10579.91	10684.50	10830.78	10845.87	10838.49	10846.92

<sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

<sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

<sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Buna göre uygun koşullu değişen varyans modeli; koşullu varyans parametrelerinin anlamlılığı, AIC, SIC ve OLB kriterleri açısından değerlendirilir (NARGELEÇEKENLER, 2004:171-173). Tüm bu kriterler bir arada ele alındığında DOLAR serisi için ARCH(2) modeli, IMKB100 serisi için ise GARCH(1,2) modeli seçilmektedir. Bu tahmin edilen modelleri sonucunda DOLAR ve IMKB100 serisindeki ARCH etkisinin ortadan kalktığını görmek için yeniden ARCH-LM testi Tablo 6'daki gibi yapılabilir:

Tablo 6: DOLAR ve IMKB100 Serileri için ARCH-LM Testi Sonuçları

ARCH TESTİ	DOLAR	IMKB100
LM(1)	0.0270	0.008817
LM(5)	0.0793	5.233587
LM(10)	0.5766	10.71772
LM(20)	3.5446	25.42216
LM(40)	8.4411	45.98314

<sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

<sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

<sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

DOLAR serisi için tahmin edilen ARCH(2) modeli sonucunda DOLAR serisindeki koşullu değişen varyans etkisinin ortadan kalktığı görülmektedir. Benzer şekilde IMKB100 serisi için tahmin edilen GARCH(1,2) modeli

soncunda IMKB100 serisindeki koşullu değişen varyans etkisi de ortadan kalkmıştır.

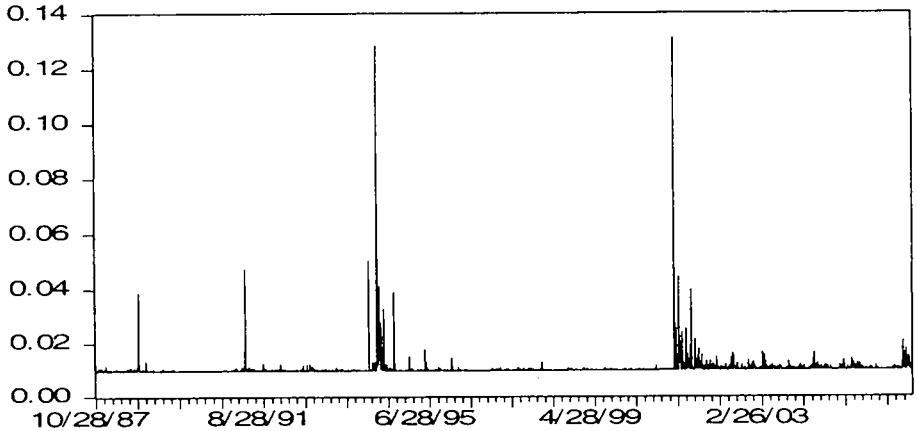
### Volatilite Tahmini

Koşullu değişen varyans modellerinin kullanılması, volatilitenin tahmin edilmesinin güvenilir olarak bulunmasına olanak sağlamaktadır. Daha önce farklı kriterler kullanılarak DOLAR serisi için başarısı ölçülen ARCH(2) modeli ve IMKB100 serisi için başarısı ölçülen GARCH(1,2) modelindeki koşullu değişen varyans denklemleri

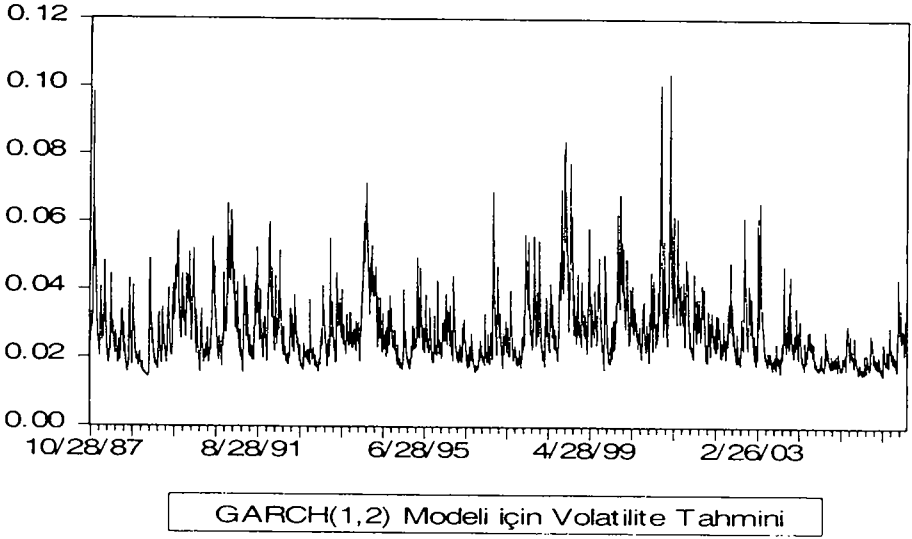
$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (29)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^2 \beta_j h_{t-j} \quad (30)$$

tahmin edildikten sonra, varyans denklemlerinin karekökü alındığında bulunan değerler volatilitenin zaman içerisindeki eğilimini Şekil 3'te göstermektedir.



ARCH(2) Modeli için Volatilite Tahmini



Şekil 3: ARCH(2) ve GARCH(1,2) Modelleri için Volatilite Tahmini

Şekil 3'te tahmin edilen volatiliteler incelendiğinde DOLAR serisinin özellikle kriz dönemlerinde büyük oynaklıklar gösterdiği, buna karşın IMKB100 serisindeki oynaklığın sadece kriz dönemlerinde değil İstanbul Menkul Kıymetler Borsası açıldığından beri gerçekleştiği ortaya çıkmaktadır. Yine de IMKB100 serisindeki oynaklığın kriz dönemlerinde artış gösterdiği ve özellikle 2004 yılından sonra oynaklığın azaldığı ancak 2006'da yine artmaya başladığı görülmektedir.

## SONUÇ

Finansal piyasalarda ortaya çıkan volatiliteler gerek akademik, gerekse pratik anlamda analiz yapan bir çok kişinin ilgi odağı haline gelmiştir. Artan finansal piyasa volatilitelerinin mevcudiyetinde yatırımcılar, yatırım stratejilerini değiştirebilirler. Bu nedenle volatiliteler yatırım kararlarında temel bir faktör olarak önemli bir rol oynamaktadır.

Hisse senedi volatilitelerinin, diğer makro ekonomik değişkenleri nasıl etkilediği ve aynı zamanda, bu tür "sosyolojik davranışın", sermaye, emek veya tüketim malları piyasalarını değil neden sadece finansal aktif piyasalarını etkilediği de açık değildir. Her ne sebeple olursa olsun, hisse senedi piyasa düşüşü, tüketici refahı ve güveni üzerinde olduğu kadar, diğer finansal piyasalar üzerinde de önemli bir etkiye sahiptir. Fiyat değişiklikleri genellikle psikolojik

faktörlere yüklenir: Yatırımcılar, kazançlara, temettülere veya diğer haberlere tepki verirler; ayrıca sosyal optimizm veya pesimizm dalgaları, moda veya toplu davranışları dikkate alırlar. Döviz kuru volatilitesi ise, reel ekonomik maliyetlere sahiptir. Bu tür volatiliteler, fiyat istikrarını, şirket kârlılığını ve bir ülkenin finansal istikrarını etkiler. Yüksek döviz kuru volatilitesine sahip ülkelerde, reel faiz oranları yüksektir ve Merkez Bankaları daha sıklıkta ve güçlü bir şekilde döviz piyasalarına müdahale ederler. Nitekim Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası da özellikle 2001 yılından bu yana döviz piyasasındaki yüksek volatilitelere karşısında piyasaya sürekli müdahale etmektedir.

Çalışmanın uygulama kısmında hisse senedi ve döviz kuru değişkenlerinin logaritmaları kullanılarak hesaplanan ARCH testi sonucunda her iki zaman serisinde de volatilitelere rastlanmıştır. Daha sonra bu iki zaman serisi için de uygun volatiliteler modelleri tahmin edilmiştir. Buna göre, döviz kuru serisi için ARCH(2) modelinin ve IMKB100 serisi için ise GARCH(1,2) modelinin anlamlı olduğu görülmektedir. Döviz kuru ve IMKB değişkenlerinin volatiliteler tahminleri, ekonomik belirsizliklerin olduğu kriz dönemlerinde oynaklıkların arttığını göstermektedir ve ampirik bulgular finansal volatilitenin ekonomi üzerindeki etkisinin önemli olduğunu desteklemektedir.

## Kaynakça

- ARESTIS, P./DEMETRIADES, P./LUINTEL, K. (2001), "Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets," *Journal of Money, Credit and Banking*, 33: 16-41.
- BALABAN, Ercan (1999), "Forecasting Stock Market Volatility: Evidence From Turkey," *The ISE Finance Award Series*, Vol.1.
- BARRET, David (2005), "Stock Market Volatility- A Psychological Phenomenon?," [EMPIStockMarketVolatility- A Psychological Phenomenon.htm](http://EMPIStockMarketVolatility-APsychologicalPhenomenon.htm)
- BAUM, C./ÇAĞLAYAN M./BARKOULAS M. (2001), "Exchange Rate Uncertainty and Firm Profitability," *Journal of Macroeconomics*, 23: 565-576.
- BECKETTI, S./SELLON G. (1989), "Has Financial Market Volatility Increased?," *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 2: 3-16.
- BERNDT, E. K./HALL, B. H./HALL, R. E./HAUSMAN, J. A. (1974), "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, 4: 653-665.
- BHARGAVA, A. (1986), "On The Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series," *Review of Economic Studies*, 53: 369-384.
- BOLLERSLEV, Tim (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.
- BOLLERSLEV, Tim (1990), "Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Models," *The Review of Economics and Statistics*:542-547

- CAMPA, J./GOLDBERG, L. (1999), "Investment, Pass-Through and Exchange Rates: A Cross-Country Comparison," *International Economic Review*, 40: 287-314.
- CAMPBELL, J. (1996), "Consumption and the Stock Market: Interpreting International Experience," *NBER Working Paper*, 5610.
- CAMPBELL, J. (1999), "Asset Prices, Consumption, and the Business Cycle," *Handbook of Macroeconomics*, 1: 1231-1303.
- CAMPBELL, J./LETTAU, M./MALKIEL, B./XU, Y. (2001), "Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk," *Journal of Finance*, 56: 1-43.
- DALY, Kevin James (1999), *Financial Volatility and Real Economic Activity* (Aldershot: England).
- DICKEY, D. A./FULLER, W. A. (1979), "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- DICKEY, D. A./FULLER, W. A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49: 1057-1072.
- EIZAGUIRRE, J.C./BISCARRI, J.G./HIDALGO, F.P.G. (2004), "Structural Changes In Volatility and Stock Market Development: Evidence for Spain," *Journal of Banking and Finance*, 28: 1745-1773.
- ELLIOT, G./ROTHENBERG, T. J./STOCK, J. H. (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, 64: 813-836.
- ENDERS, W. (1995), *Applied Econometric Time Series* (New York: John Wiley and Sons Inc.).
- ENGLE, Robert F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50: 987-1007.
- ENGLE, R.F. (1993), "Statistical Models for Financial Volatility," *Financial Analysts Journal*, 49/1: 72-78.
- FLOOD, R. P./ROSE, A. K. (1999), "Understanding Exchange Rate Volatility Without the Contrivance of Macroeconomics," *The Economic Journal*, 109 (459): 660-672.
- GARNER, C. Alan (1988), "Has The Stock Market Crash Reduced Consumer Spending?," *Federal Reserve Bank of Kansas City*, 3-16.
- GLICK, R. (1998), "Capital Flows and Exchange Rates In The Pasific Basin," *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter*, July.
- GERLACH, J.R. (2005), "Imperfect Information and Stock Market Volatility," *The Financial Review*, 40: 173-194.
- GOLDBERG, L. (1993), "Exchange Rates and Investment in United States Industry," *Review of Economics and Statistics*, 75: 575-588.
- GÖKÇE, Atilla (2001), "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi," *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 3/1.
- GÜNEŞ, Hurşit/SALTOĞLU, Burak (1998), *İMKB Getiri Volatilitesinin Makroekonomik Konjontür Bağlamında İrdelenmesi* (İstanbul Menkul Kıymetler Borsası: İstanbul).
- HAKKIO, Craig S. (1990), "Exchange Rate Volatility and Federal Reserve Policy," in Thomas E Davis (ed), *Financial Market Volatility and the Economy* (Federal Reserve Bank of Kansas City: 51-65).
- HERRERA, Helios (2005), "Sorting in Risk-Aversion and Asset Price Volatility," *Journal of Mathematical Economics*, 4: 557-570.
- KWIATKOWSKI, D./PHILLIPS, P. C. B./SCHMIDT, P./SHIN, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of A Unit Root," *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.
- LUDVIGSON, S./STEINDEL, C. (1999), "How Important Is the Stock Market Effect On Consumption?," *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 5: 29-51.

- NARGELEÇEKENLER, M. (2004), "Euro Kuru Satış Değerindeki Volatilitenin ARCH ve GARCH Modelleri ile Tahmini," *Istanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 54/2: 156-179.
- NELSON, D.B. (1996), "Modelling Stock Market Volatility Changes," 3-15. IN P. Rossi (ed) *Modelling Stock Market Volatility*, (London: Academic Press).
- NG, Serena/PERRON, P. (1995), "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag," *Journal of the American Statistical Association*, 90: 268-281
- NG, Serena/PERRON, P. (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," *Econometrica*, 69: 1519-1554
- PERRON, P./NG, Serena. (1996), "Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties," *The Review of Economic Studies*, July 1996, 63: 435-463
- PHILLIPS, P. C. B./PERRON, P. (1988), "Testing for Unit Roots in Time Series Regression," *Biometrika*, 75: 335-346.
- POTERBA, J. (2000), "Stock Market Wealth and Consumption," *Journal of Economic Perspectives*, 14: 99-118.
- SAID, E. S./DICKEY, D. A. (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, 71: 599-607.
- SCHWERT, G. William (1989a), "Business Cycles, Financial Crises and Stock Volatility," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 31, 83-125.
- SCHWERT, G. William (1989b), "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?" *Journal of Finance*, 44/5: 1115-1153.
- SCHWERT, G. William (1989c), "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," *Journal of Business and Economic Statistics*, 7: 147-160.
- SCHWERT, G. William (1990), "Stock Market Volatility," *Financial Analyst Journal*, 46: 23-34.
- SCHWERT, G. William (2002), "Stock Volatility In the New Millennium: How Wacky is Nasdaq?," *Journal of Monetary Economics*, 49: 3-26.
- SEVÜKTEKİN, M./NARGELEÇEKENLER, M. (2005), *Zaman Serileri Analizi* (Ankara: Nobel Yayın Dağıtım).
- SHILLER, Robert J. (1989), *Market Volatility* (Cambridge: The MIT Press).