

**T.C.
GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

TÜRKİYE'DEKİ FİNANSAL SERİLERİN OYNAKLIK YAPISI

DOKTORA TEZİ

**Hazırlayan
Yeliz YALÇIN**

**Tez Danışmanı
Doç. Dr. Jülide YILDIRIM ÖCAL**

Ankara- 2008

ONAY

Yeliz Yaçın tarafından hazırlanan “Türkiye’deki Finansal Serilerin Oynaklık Yapısı” başlıklı bu çalışma 08.10.2008 tarihinde yapılan sınav sonucunda oy birliği ile başarılı bulunarak jürimiz tarafından Ekonometri Anabilim Dalında Doktora Tezi olarak kabul edilmiştir.

Prof. Dr. Zehra MULUK (Başkan)

Prof. Dr. Aydın ÜNSAL

Prof. Dr. Yılmaz AKDİ

Doç. Dr. Jülide YILDIRIM ÖCAL

Doç. Dr. Gül ERGÜN

ÖNSÖZ

Danışman Hocam Doç. Dr. Jülide Yıldırım Öcal'a, tezin oluşumunda bilgisini esirgemedi yardımcı ettiğı ve beni yönlendirdiğı için çok teşekkür ederim. Hiçbir zaman unutmayacağım desteğı için de ayrıca şükran borçluyum. Tez izleme komitemde olup, desteklerini esirgemeyen Prof. Dr. Aydın Ünsal ve Prof. Dr. Yılmaz Akdi'ye çok teşekkür ederim. Akademisyenlikte çalışmanın yanında moralin ve motivasyonun da gerekliliğini bilen ve her zaman bana destek olan saygıdeğer hocalarım Yrd. Doç. Dr. Ferhan Çevik, Yrd. Doç. Sezgin Aksoy, Doç. Dr. Nezir Köse ve Prof. Dr. Hakan Berument'e ve sevgili asistan arkadaşlarıma çok teşekkür ederim.

Doktora programı boyunca nazımı çeken ve her zaman yanımda olan aileme de sonsuz teşekkürlerimi bir borç bilirim.

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ	i
İÇİNDEKİLER	iii
KISALTMALAR CETVELİ	iv
TABLolar ve ŞEKİLLER	vi
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

TÜRKİYE’NİN FİNANSAL YAPISI: FİNANSAL VE MAKROEKONOMİK OYNAKLIK

1.1. TÜRKİYE’DE FİNANSAL YAPI VE GELİŞİMİ	10
1.2. FİNANSAL VE MAKROEKONOMİK OYNAKLIK	19

İKİNCİ BÖLÜM

OYNAKLIĞIN MODELLENMESİNDE KULLANILAN MODELLER

2.1. ARCH MODELLERİ VE PARAMETRE TAHMİNLERİ	28
2.1.1. ARCH Etkisi ve ARCH-LM Testi	29
2.1.2. ARCH Modeli	30
2.1.2.1. ARCH Modelinin Parametre Tahmini	35
2.1.2.2. ARCH modelinin Eksik Yanları	36
2.1.3. GARCH Modeli	37
2.1.4. ARCH-M ve GARCH-M Modelleri	38
2.1.5. EGARCH ve EGARCH-M Modelleri	40
2.2. ARCH MODELLERİ İÇİN GÜÇLÜLÜK TESTLERİ	41
2.2.1. Artıkların Ardışık Bağımlılığı İçin Testler	41
2.2.2. Artıkların Varyansının Sabitliğine İlişkin Testler	43
2.2.3. Artıkların Normallik Testi	44
2.2.4. Standartlaştırılmış Artıklar için Ardışık Bağımlılık Testi	46
2.2.5. Standartlaştırılmış Artıklar için Parametrik Olmayan Testler	46
2.3. STOKASTİK OYNAKLIK MODELLERİ VE TAHMİNLERİ	47

2.3.1. SV Modeli	48
2.3.2. SVM Modeli	51
2.3.3. SV Modelinde Parametre Tahmini	51

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

3.1. FİNANSAL VE MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLERİN OYNAKLIK YAPILARININ MODELLENMESİ.....	59
3.2. İMKB ULUSAL 100 ENDEKSİ OYNAKLIĞININ ASİMETRİK YAPISININ İNCELENMESİ	69
3.3. ENFLASYON OYNAKLIĞI İLE ENFLASYON ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ	77
SONUÇ	88
KAYNAKÇA	92
EK	104
ÖZET	106
ABSTRACT	107

KISALTMALAR CETVELİ

ACF:	Ardışık Bağımlılık Fonksiyonları
AGIS:	Hızlandırılmış Normal önemli örneklem
AIC:	Akaike Bilgi Kriteri
AR:	Otoregresif
ARCH:	Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARCH-M:	Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARMA:	Otoregresif Hareketli Ortalama
BDDK:	Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu
DİBS:	Devlet İç Borçlanma Senetleri
EGARCH:	Üssel Genişletilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
EGARCH-M:	Ortalamada Üssel Genişletilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
EIS:	Etkin Önemli Örneklem
EKK:	En Küçük Kareler
EMM:	Momentelerin Etkin Metodu
EWMA:	Üssel Olarak Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama
FPE:	Final Prediction Error
GARCH:	Genişletilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GARCH-M:	Ortalamada Genişletilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GED:	Genelleştirilmiş Hata Dağılımı
GMM:	Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi
IMF:	Uluslararası Para Fonu
İMKB:	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
JB:	Jarque-Bera
MA:	Hareketli Ortalama
MCL:	Monte Carlo Olabilirlik
MCMC:	Markov Zinciri Monte Carlo
ML:	En Çok Olabilirlik Yöntemi
NFML:	Non-linear Filtreleme ile En Çok Olabilirlik Yöntemi

QML: Quasi En Çok Olabilirlik Yöntemi
SEM: Simulated Expectation Maximization
SIC: Schwartz Bilgi Kriteri
SML: Simüle Edilmiş En Çok Olabilirlik Yöntemi
SMM: Simüle Edilmiş Momentler Yöntemi
SV: Stokastik Oynaylık
SVM: Ortalamada Stokastik Oynaylık
TMSF: Tasarruf Mevduatı Sigorta Fonu
TÜFE: Türkiye Tüketici Fiyat Endeksi
VOB: Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsası

TABLOLAR ve ŞEKİLLER

Tablo 1. Y_t serisine dayanan SV modelinin parametrelerinin tahmin edicileri ve özellikleri	53
Tablo 2. $\log(Y_t^2)$ serisine dayanan SV modelinin parametrelerinin tahmin edicileri ve özellikleri	54
Tablo 3. Analizlerde kullanılacak veriler ve dönemleri	59
Tablo 4. ARCH-LM testi sonuçları.....	60
Tablo 5. DK_Dolar Değişkenine Ait Tahmin Sonuçları.....	62
Tablo 6. Ortalama Denklemi Parametre Tahmini Sonuçları	64
Tablo 7. Varyans Denklemi Parametre Tahmini Sonuçları	65
Tablo 8. Güçlülük Testleri Sonuçları	67
Tablo 9. İMKB–100 Getiri Endeksinin Tanımlayıcı İstatistikleri	72
Tablo 10. GARCH-M Tahmin Sonuçları	73
Tablo 11. SVM Tahmin Sonuçları	75
Tablo 12. SV Modelinin Tahmin Sonuçları	82
Şekil 1. İMKB 100 Endeksi Getirisinin Zaman Göre Eğilimi	72
Şekil 2. GARCH-M Modeli Standartlaştırılmış Artıklarının Zamana Göre Eğilimi ile P-P ve Q-Q Eğrileri	74
Şekil 3. SVM Modeli Standartlaştırılmış Artıklarının Zamana Göre Eğilimi ile P-P ve Q-Q Eğrileri	76
Şekil 4. Enflasyonun Zamana Göre Eğilimi	79
Şekil 5. SVM Modeli Standartlaştırılmış Artıklarının Zamana Göre Eğilimi ile P-P ve Q-Q Eğrileri	84
Şekil 6. Enflasyonun enflasyon şokuna tepkisi	86
Şekil 7. Enflasyon belirsizliğinin enflasyon şokuna tepkisi	86
Şekil 8. Enflasyonun enflasyon belirsizliğindeki şoka tepkisi	86
Şekil 9. Enflasyon belirsizliğinin enflasyon belirsizliğindeki şoka tepkisi	86

GİRİŞ

Finansal piyasalar, küreselleşmenin de etkisiyle her geçen gün daha fazla birlikte hareket etmekte ve herhangi bir ülkede ya da o ülkenin piyasasında meydana gelen olumsuz bir gelişme, kolaylıkla tüm dünya sermaye piyasalarını etkileyebilmektedir. Türkiye de hem ekonomisiyle hem de finansal piyasasıyla gelişmekte olan bir ülke olması nedeniyle, hem ülke içindeki istikrarsızlıklardan hem de dış piyasalardaki olumsuzluklardan etkilenebilmektedir. Bu da finansal piyasalardaki oynaklığı ve belirsizliği artırmakta, dolayısıyla ekonomideki dengeleri bozabilmektedir.

Finansal piyasalarda meydana gelen hareketler sonucu yaşanan finansal çalkantılar, riskten korunma ihtiyacını artırmaktadır. Oynaklığın bir risk ölçütü olması yanında piyasanın gelecekteki durumuna dair beklentileri yansıttığı da düşünüldüğünde, piyasalarda fiyat oynaklığının nedenlerinin belirlenmesi ve bu hareketlerin önceden öngörülmesi gittikçe önem kazanmaktadır. Literatürde genel olarak finansal piyasalardaki oynaklık inceleniyor olsa da bir ekonomide makroekonomik oynaklık ve finansal oynaklık iç içe girmiş durumdadır. Finansal piyasalardaki hareketlilik, makroekonomik dalgalanmaların oluşmasında önemli rol oynamaktadır. Finansal sistemleri az gelişmiş ülkelerde, başka bir ifadeyle yüksek finansal oynaklığa sahip ülkelerde, üretim, tüketim ve yatırımdaki büyümede de benzer yüksek dalgalanmaların yaşandığı gözlenmektedir (Köse v.d., 2003). Benzer şekilde finansal piyasalardaki yüksek oynaklık, döviz kuru, faiz ve enflasyon gibi makro değişkenleri de etkileyebilmektedir. Finansal piyasalardaki belirsizlik ekonomiyi makro düzeyde etkilediği gibi makroekonomik belirsizlikler de finansal piyasaları etkileyebilmektedir. Birçok finansal krizde rol oynayan en önemli etkenlerden birisi de makroekonomik istikrarsızlıktır. Bir ülkedeki makroekonomik oynaklık, kredilemedeki genişleme, varlık fiyatlarında çöküş ve sermaye akımlarında ani dalgalanmalar, finansal serbestleşmeye hazırlanamama, yoğun hükümet

müdahalesi gibi nedenler ekonomik istikrarsızlıklara ve dolayısıyla ekonominin finansal krizlere açık hale gelmesine neden olmaktadır (Özer, 1999). Ekonomideki bu etkileşimlerin yönünün bilinmesi, oynaklıkların büyüklüklerinin tahmin edilebilir olması ekonomideki karar alıcıların gerek finansal istikrarı sağlamaya yönelik politika seçimlerinde gerekse kriz yönetimleri sırasındaki politika seçimlerinde oldukça önemli bir bilgidir.

Ekonomik birimlerin karar alma süreçlerinde, ister makro düzeyde ister finansal düzeyde oynaklık hakkında daha önceden bir fikir sahibi olmaları, kararlarının etkinliği açısından oldukça önemlidir. Oynaklık en basit düzeyde herhangi bir rasgele değişkenin standart sapması olarak kabul edilse de literatürde oynaklığın modellenmesi açıklaması üzerine birçok modeller geliştirilmiştir. Oynaklığın modellenmesinde kullanılan literatürde mevcut modelleri;

- i. Tarihi oynaklık modelleri
- ii. Zımnî oynaklık (implied volatility) modelleri
- iii. Üssel olarak ağırlıklandırılmış hareketli ortalama (EWMA) modelleri
- iv. Otoregresif (AR) ve hareketli ortalama (MA) modelleri
- v. Otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modelleri
- vi. Stokastik oynaklık (SV) modelleri

şeklinde vermek mümkündür. Bunlardan oynaklığın modellenmesinde sıkça kullanılan modeller ARCH ve Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) olarak adlandırılan koşullu değişen varyans modelleridir. Koşullu varyansı gözlenebilir bir değişkenin fonksiyonu olarak modelleyen ARCH modeli ilk defa Engle (1982) tarafından literatüre kazandırılmış ve Bollerslev (1986) tarafından GARCH modelleri olarak genişletilmiştir. Literatürde temelde ARCH modeline dayanan birçok değişen varyans modeli bulunmakta ve oynaklığın modellenmesinde kullanılmaktadır. ARCH modellerine alternatif olarak geliştirilen SV modelleri ilk defa Taylor (1980, 1982) çalışmaları ile literatüre girmiştir. SV modellerinde varyans gözlenemeyen bir değişken

olarak stokastik yapıda modellenir. Bu özelliği ile SV modeli ARCH modellerinden farklılık göstermektedir. Bununla birlikte SV modeli parametrelerinin tahmini ileri istatistik ve matematik teorisi gerektirdiğinden uygulamalı çalışmalarda kullanımı çok yaygın değildir. Oynaklığın modellenmesinde kullanılan bir diğer yöntem ise Kalman filtresidir. GARCH ve SV modelleri ekonomik dalgalanmalara uygun belirsizlik ölçümünde kullanılırken, modellemeye dayalı belirsizlik ölçümünde Kalman Filtresi de kullanılmaktadır (Berument v.d., 2005).

Bu çalışmada, oynaklığın modellenmesinde kullanılan araçlardan sadece ARCH ve SV modelleri teorik olarak incelenmiştir. Çalışmada ayrıca, oynaklığı hem finansal hem makroekonomik boyutta incelemek amacıyla üç farklı uygulama yapılmıştır. Bunlardan ilkinde Türkiye ekonomisi için önemli olan faiz, döviz kuru, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) 100 endeksi gibi finansal ve makro değişkenler alınarak oynaklık yapıları incelenmiştir. İkinci uygulamada 1990 –2006 dönemine ait İMKB Ulusal 100 endeksinin günlük kapanış fiyatları kullanılarak endeksin asimetric özellikleri geleneksel yaklaşımlardan biri olan GARCH-M modeli ile aynı zamanda diğer çalışmalardan farklı olarak SV modeli ile incelenmiştir. Üçüncü uygulamada 1983–2006 dönemine ait aylık Türkiye Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) kullanılarak enflasyondaki belirsizlik ile enflasyon arasındaki ilişki ilk defa bu çalışma ile literatürden farklı olarak SV modeli ile incelenmiştir.

Çalışmada elde edilen bulgulara göre Türkiye'deki finans ve makroekonomik değişkenlerin çoğunun istatistiksel olarak anlamlı bir oynaklığa sahip oldukları ve bu oynaklığın modellenenebilir yapıda olduğu görülmektedir. Ele alınan 18 adet seriden sadece üçünde anlamlı bir oynaklık bulunamamıştır. Türkiye'nin hem makroekonomik hem de finansal birimlerinin modellenenebilir bir oynaklığa sahip olduğunun görülmesi Dünya Bankası'nın Türkiye'yi ılımlı oynak bir ülke olarak sınıflandırması sonucu ile tutarlı kılmıştır. Ayrıca, oynaklığın modellenmesi risk yönetiminde de önemli

rol almaktadır. Bu doğrultuda, değişkenler için kurulan uygun oynaklık modelleri risk yöneticilerine ışık tutabileceği düşünülmektedir.

Risk yapıcılarının beklentilerinden birisi endeksin daha oynak bir döneminde daha yüksek getiri sağlamak istemeleridir. Bu beklentilerinin ülkemiz borsasında geçerli olup olmadığını incelemek de çalışmanın diğer bir araştırma konusu olmuş ve uygulama bölümünde ele alınmıştır. GARCH-M tahmin sonuçlarına göre İMKB-100 endeksinde beklenen getiri ile beklenen oynaklık arasında istatistiksel olarak anlamsız pozitif bir ilişki bulunmuştur. Buna karşın SVM (Stochastic Volatility in Mean) tahmin sonuçlarında zayıf negatif bir ilişki gözlenmiştir.

Türkiye’de yüksek enflasyonun, ekonomideki belirsizliğin en büyük ölçütü olan enflasyon belirsizliğini kısa ve uzun dönemde düşürdüğü gözlenmiştir. Buna karşın, kısa dönemde enflasyon belirsizliği enflasyonu etkilemezken uzun dönemde artırdığı bulunmuştur. İlgili dönem için elde edilen bulgulardan, Türk ekonomik politika yapıcılarının uyguladıkları ekonomik politikalarla, ekonomide yaşanan şokların kontrolden çıkıp hiper enflasyona çıkmasına izin vermemiş oldukları söylenebilir.

Çalışmanın birinci bölümünün ilk kısmında Türkiye’nin finansal yapısının oluşumu ve gelişimi özetlenmiştir. İkinci kısımda finansal oynaklık, makroekonomik oynaklık ve bunlar arasındaki ilişkiler özetlenerek konu ile ilgili literatür verilmiştir. İkinci bölümde oynaklığın modellenmesinde kullanılan yöntemlerden ARCH modelleri ve SV modelleri teorik olarak anlatılmıştır. Uygulama olan üçüncü bölüm ise üç kısımdan oluşmaktadır. İlk kısımda Türkiye’nin finansal ve makroekonomik düzeyde genel olarak oynaklığı hakkında bilgi edinmek için alınan önemli değişkenlerin oynaklık yapıları incelenmiştir. İkinci kısımda İMKB’nin ortalama getirisi ile oynaklığı arasındaki ilişki ilk defa SV modeli ile araştırılmıştır. Üçüncü kısımda ise enflasyon belirsizliği ile enflasyon arasındaki ilişki yine ilk olarak SV modeli ile incelenmiş ve literatüre katkı sağlanmıştır. Çalışmanın sonuç kısmında elde edilen bulgular değerlendirilmiş ve bazı önerilerde bulunulmuştur.

Elde edilen sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde, çalışma kapsamındaki zaman aralığında Türkiye'nin ılımlı oynaklığa sahip olduğu ve Türkiye ekonomisinin hem kendi iç gelişmelerinden hem de dış gelişmelerden kolaylıkla etkilendiği görülmektedir. Önemli olan bu oynaklığın yönetilebilmesi ve değerlendirilebilmesidir. İşte bu noktada oynaklığın modellenmesinin önemi ortaya çıkmaktadır.

BİRİNCİ BÖLÜM

TÜRKİYE’NİN FİNANSAL YAPISI: FİNANSAL VE MAKROEKONOMİK OYNAKLIK

Bir finansal sistem, menkul kıymetlerin ticaretinin yapıldığı ve her türlü finansal sözleşme şartlarının yerine getirildiği menkul kıymet piyasalarından ve ödemeler sisteminden oluşur (Akel, 2006). Finans piyasalarında 1980’li yıllardan sonra meydana gelen gelişmeler 1990’lı yıllarda giderek ivme kazanmıştır. Özellikle uluslararası sistemde yeni finansal araçların devreye girmesi, finansal işlem miktarlarının hızla artması ve tüm bunlara karşın finansal krizlerin maliyetlerinin yüksek olması, dünyada tüm gözleri finansal piyasalara ve finansal kriz kavramına çevirmiştir. Bu kavram da parasal istikrar ve finansal istikrar konularına tüm ülkelerin daha fazla önem vermesine yol açmıştır (Oksay, 2000).

Bir finansal sistemin temel görevi, risk altında ekonomik kaynakların dağılımını ve kullanımını sağlayarak ekonomik kalkınmaya yardımcı olmaktır (Akgiray, 1998). Finansal piyasaların gelişmişliği olarak da tanımlanan finansal gelişme, bir ülkedeki finans piyasasında kullanılan araçların çeşitliliğinin artması ve bu araçların daha yaygın olarak kullanılır hale gelmesi olarak tanımlanmaktadır (Erim ve Türk, 2005). Gelişmiş ve fonksiyonlarını etkin şekilde yerine getiren finansal sistemler, bireylerin ellerinde bulunan küçük değer taşıyan mevduatları büyük yatırımlara yönlendirme, yatırım çeşitlenmesini mümkün kılarak tasarruf sahiplerinin risklerini azaltma, uygulanması düşünülen projeler hakkında bilgi toplama ve değerlendirme maliyetlerini uzmanlaşmış kurumlar vasıtasıyla azaltma ve kaynakların yönetilmesini izleme gibi fonksiyonlar üstlenerek, verimliliği ve dolayısıyla ekonomik büyümeyi arttırabilmektedir (Aslan ve Küçükaksoy, 2006).

Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki iktisat ve ekonometri literatüründe oldukça çalışılan bir konu olmasına rağmen ilişkinin yönü hakkında ortak bir sonuca ulaşılamamıştır. Arz öncüllü hipoteze göre, finansal gelişme ekonomik büyümeyi arttırmaktayken, talep takipli hipoteze göre ise ilişkinin yönü ekonomik büyümeden finansal gelişmeye doğrudur. Finansal gelişme ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi içsel büyüme modelleri çerçevesinde inceleyen çalışmalara göre de, finans piyasalarının gelişmesi gerek risk dağıtma ve bölüştürme hizmetlerini yerine getirmesi gerekse etkin bilgi toplaması ve değerlendirmesi ile hem fiziksel sermaye yatırımlarının miktarını hem de verimliliğini arttırmaktadır. Dolayısıyla finans piyasalarının gelişmesi uzun dönemde iktisadi büyümenin koşullarını iyileştirmektedir (Erim ve Türk, 2005). King ve Levine (1993), 80 ülke için yaptıkları çalışmada finansal gelişmenin tüm göstergelerinin gelecek ekonomik büyüme oranlarıyla, fiziksel sermaye birikimiyle ve ekonomik etkinlik artışıyla çok güçlü bağlantılı olduğu sonucuna varmışlardır. Levine (1997)'e göre finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki vardır. Levine v.d. (2000) çalışmalarında finansal gelişme ve uzun dönemli büyüme arasında eş zamanlılıktan doğmayan güçlü bir pozitif ilişki bulunmuşlardır. Finans sektörünün gelişmesi, kişi başına gelir ile kişi başına verimlilik artışını olumlu etkilemektedir ve sermaye birikimini hızlandırmaktadır (Beck v.d., 2000, King ve Levine, 1993, Levine ve Zervos, 1998). Likit finansal piyasalar, tasarruf sahiplerinin elinde bulundurdıkları yatırımlarını uzun dönem yatırım araçlarına dönüştürmektedir. Böylece, finansal piyasalardaki likidite, uzun vadeli yatırım projelerinin riskini düşürerek ekonomik büyümeyi artırmaktadır (Levine, 1991, Bencivenga v.d., 1995). Ayrıca, sermaye piyasaların da risk çeşitlendirmesine gidilerek yüksek riske sahip, yüksek verimli yatırımların finansmanına olanak sağlanması ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilemektedir (Saint ve Paul, 1992, Deveraux ve Smith, 1994 ve Obstfeld, 1994). Buna ek olarak Greenwood ve Jovanovich (1990) çalışmalarında likit, büyük ve etkin sermaye piyasalarının, tasarruf birikim sürecini hızlandırarak büyük yatırımların finansmanına olanak sağladığını ve reel sektörün gelişmesini desteklediğini belirtmişlerdir. Ancak Bencivenga ve Smith (1991)

ve Japelli ve Pagano (1994) ise yüksek likiditeye sahip sermaye piyasalarının tasarruf oranını düşürdüğü, bunun da ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etki yaratabileceğini söylemişlerdir.

Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Türkiye için inceleyen çalışmalara bakıldığında az sayıda çalışma olduğu görülmektedir. Kar ve Pentecost (2000), bu iki değişken arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik çerçevesinde 1963–1995 dönemi için incelemiş ve nedenselliğin yönü hakkında kesin bir sonuca ulaşamamıştır. Müslümov ve Aras (2002), sermaye piyasası gelişmesi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi OECD ülkeleri için incelemiş ve Türkiye için anlamlı bir ilişki bulamamıştır. Onur (2005)'e göre 1980 sonrasında uygulanan liberalizasyon politikalarının para hareketleri açısından, ekonomik büyüme üzerindeki etkisi, negatif olarak gerçekleşmektedir. Ardiç ve Damar (2006), iller düzeyinde 1996–2001 dönemi için yaptığı çalışmada finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında negatif bir ilişki bulmuştur. Aslan ve Küçükaksoy (2006) finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasında, finansal gelişmeden ekonomik büyümeye doğru olan ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulmuşlardır. Özyıldırım ve Önder (2007), bankacılık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 1990–2001 dönemi için iller bazında incelemiş ve istatistiksel olarak anlamlı pozitif bir ilişki tespit etmişlerdir.

Ekonomik sorunların aşılmasında istikrar içinde sürdürülebilir bir büyümenin, düşük enflasyon düzeyinde fiyat istikrarının, ayrıca uluslararası alanda rekabet edilebilir bir ekonomik ortamın yaratılmasında; özellikle ulusal tasarrufların büyütülmesinin ve ekonomik olarak kullanılmasının önemi büyüktür. Tasarrufların ekonomik olarak kullanılmasında ise güven ve verimlilik ilkesine dayalı olarak, mali sektörün ve onun en önemli kurumlarından biri olan bankacılık sisteminin, etkin ve sağlıklı bir biçimde çalışması büyük önem arz etmektedir (TBB, 2002). Benzer şekilde, ülkelerin gelişmelerini ve sanayileşmelerini gerçekleştirebilmeleri için ihtiyaç duydukları önemli faktörlerden biri de yatırımların artırılması ve dolayısıyla da

bu yatırımlarda kullanılacak fonların yeterli düzeyde ve nitelikte temin edilebilmesidir. Ancak, finansal piyasalarda yatırımlara aktarılabacak bu fonların çok kısıtlı olması ve mevcut fonların en düşük maliyetle ve mümkün olan en fazla verimlilikle kullanılamaması da önemli bir sorun oluşturmaktadır. Bu nedenle, finans piyasalarına önemli görevler düşmektedir (Oksay, 2000).

Finansal sistemlerin yapısı ülkelerin gelişmişlik düzeylerine göre çeşitlilik göstermektedir. Gelişmekte olan finansal sistemlerde yatırımların finansmanında iki farklı finansman modeli bir arada kullanılmaktadır. Bu finansman modelinin birincisinde, bankacılık sistemi etkin bir rol üstlenirken ikinci modelde ise, sermaye piyasaları ön planda bulunmakta ve asli işlevleri üstlenmektedir. Gelişmekte olan ülkelerde fonların toplanması ve dağıtılmasında birinci model olan bankacılık sistemi ağırlıklı model, etkin bir rol oynamaktadır. Ancak, ekonominin gelişme süreci tamamlandıkça bankacılık sistemi yerini, sermaye piyasası kurumlarına bırakmaktadır (Oksay, 2000). Türk finans sektörü, bankalar, leasing şirketleri, faktöring şirketleri, yatırım fonları, aracı kurumlar, sigorta şirketleri ve gayrimenkul yatırım ortaklıklarını içeren oldukça geniş bir kavramdır. Finansal hizmet sağlayan bu kuruluşların oluşturduğu yapı 2001 yılında 185 milyar YTL büyüklüğe sahip iken 2002–2005 yılları arasında sırasıyla, 293 milyar YTL, 363 milyar YTL ve 460 milyar YTL büyüklüğe ulaşmıştır. 2006 yılı itibariyle bu büyüklük daha da artmış ve 0.5 trilyon dolarlık bir finansal hizmetler sektörü oluşmaya başlamıştır (ASKON, 2007). Türkiye’de finansal sektörün oldukça önemli bir payı bankalara aittir. Türk finans sektöründe, 2005 yılında, 48 Banka, 5 Özel Finans Kurumu, 58 Sigorta Şirketi, 92 Faktöring, 81 Leasing, 7 Tüketici Finansman Şirketi, 151 Menkul Kıymet Aracı Kuruluşu faaliyet göstermektedir. Finansal sektörün yüzde 91,4’ünü bankalar oluşturmaktadır (TCMB, 2005). 2006 yılında 50 olan banka sayısı 2007 yılında da aynı kalmıştır. 2007 yılı Eylül ayı itibariyle Türk bankacılık sektöründe faaliyet gösteren 50 bankanın 33’ü mevduat bankası, 13’ü kalkınma ve yatırım bankası, 4’ü ise katılım bankasıdır. Türk bankacılık sektörü mevduat

bankacılığı ağırlıklıdır ve bu yılda bankalar sektörel aktiflerin %87'sini oluşturmaktadır (TCMB, 2007).

Finansal piyasaların gelişmişliğinin ölçülmesinde ulusal ve uluslararası tasarrufları harekete geçirme seviyesi önemli bir gösterge kabul edilmektedir. Yurt içi finansal sistemin yapılandırılması ve sağlıklı şekilde işleyişinin sağlanması sonucu finansal kurumlar ve finansal araçların sayılarında, fonksiyonlarında ve türlerinde artışlar, bir ülkede finansal kalkınmanın veya finansal gelişmişliğin ekonomik büyümeyi hızlandıracağı tezini doğrulamaktadır (Akel, 2006 ve Erim ve Türk, 2005). Dolayısıyla finansal sistem, sürdürülebilir büyüme ve gelişme için oldukça önemlidir. Ülkenin ekonomik büyümesi ile doğru orantılı olan bir diğer kavram ise finansal derinleşmedir. Finans sektöründe yaratılan fonların, reel kesime aktarılma oranı olan finansal derinleşmenin büyük olmasının yanında, büyümenin istikrarlı olması da yatırımcılar açısından oldukça önemlidir. İstikrarı sağlayamamış bir ülkede, yatırımcılar uzun dönemde elde edecekleri karı göremedikleri için fonlar finans sektöründe kalmakta, kazanç elde edilememektedir.

1.1. TÜRKİYE'DE FİNANSAL YAPI VE GELİŞİMİ

Dünyada 1960'lı yıllardan itibaren artan enflasyon, yüksek faiz oranları ve uluslararası para sistemindeki değişimler, finansal sistemde ve ekonomi kuramında önemli gelişmelere yol açmıştır (Aysu, 2003). 1970'li yıllarda sabit kur ve sermaye kontrolüne dayanan Bretton Woods sisteminin çökmesi sonucu, sabit kur sisteminden vazgeçen ülkeler 1973 yılından itibaren kademeli olarak paralarının değerini dalgalanmaya bırakmışlardır. Finansal piyasaların uluslararası rekabete açılması ile finansal araçların çeşitliliğinin artması sonucu 1980'li yıllarda, banka kredilerine ek olarak, menkul kıymet işlemleri, tahvil gibi yatırım araçları yaygınlaşmaya başlamıştır (Küçük, 2000). 1980 sonrasında finans piyasalarının etkin bir şekilde çalışabilmesi için uluslararası finansal piyasalarda, mali sisteminin geliştirilmesi, derinleştirilmesi

ve araç çeşitliliğinin artmasına yönelik birçok düzenlemeler yapılmış ve finans piyasalarının küreselleşmesi gibi kavramlar ortaya çıkmıştır. Bu değişim sürecine hem gelişmiş ülkeler hem de gelişmekte olan ülkeler katılmışlardır. Sermaye hareketlerindeki menkul kıymetlere bağlı işlemler 1990'lı yıllarda yüzde 85'e ulaşmıştır (Küçük, 2000). Dalgalı kur sistemi ile birlikte kur ve faiz riskinin ortaya çıkmış olması, para sisteminin çökmesi ile belirsizliğin artması, İkinci Dünya Savaşının ardından finans sermayesinin yeniden belirli boyutlara ulaşması, iletişim ve ulaşım teknolojilerinin gelişmesi ile birlikte bilginin dünyada çok hızlı hareket etmesi gibi faktörler finansal piyasalardaki gelişmeleri hızlandırmıştır (Apak v.d., 2006).

Dünyada bu gelişmeler yaşanırken ülkemizde de 1980'li yıllarda piyasa ekonomisine geçilmiş ve uygulamaya konulan reform niteliğindeki yapısal değişiklikler ile bankacılık sektörünün ve mali sektörün gelişmesi ve büyümesi sağlanmıştır. Ancak, çalışmanın ilerleyen kısmında anlatılacağı gibi 1990'lı yıllardaki gelişmeler bankacılık sisteminin mali bünyesinin önemli ölçüde bozulmasına neden olmuştur; bankalar çok yüksek riskli bir ortamda çalışmışlardır. Türk finans sistemindeki gelişmeyi görebilmek için reformların yoğun olarak gerçekleştirildiği 1980 radikal değişim öncesinin ve sonrasının değerlendirilmesi gerekmektedir.

Türkiye, finansal değişim sürecine, 1970'lerde yaşanan kriz ortamı ile mücadele etmek amacıyla hazırlanan istikrar paketleri ile başlamıştır. 1980'li yıllara kadar dünya genelinde kabul gören korumacı ve ithal ikameci politikaların Türkiye'de de uygulandığı görülmektedir (Küçük, 2000). Türkiye, 1980 öncesinde ekonomik, politik ve sosyal açıdan önemli çalkantılı bir dönemi tecrübe etmekte idi. Türkiye finansal piyasaları yoğun bir şekilde baskı altındaydı (Yülek, 2000). 1970'li yıllar boyunca hükümet mevduat ve kredi faiz oranlarını kontrol etmiştir. Mevduat faizlerine tavan koyulmuş, yani faizlerin üst sınırları devlet denetimi altına alınmış ve diğer taraftan finansal gelirler ve işlemler büyük oranda vergiye tabi tutulmuştu (Oksay, 2004).

Mevduat ve kredi faiz oranlarına getirilen sınırlamalar nedeniyle reel faiz oranları çoğunlukla negatif olarak gerçekleşmekteydi. Bankaların ve mevduat sahiplerinin döviz işlemlerinde önemli kısıtlamalar mevcuttu. Bireysel olarak da kişilerin portföylerinde döviz bulundurma olanakları yoktu. İşletmelerin ihtiyaç duydukları finansman, borç senedi veya hisse senedi gibi finansal araçlar kullanarak değil, doğrudan banka kredileri aracılığıyla sağlanıyordu. Ayrıca, yabancı finansal kurumların yurt içi piyasalara girişi engellenmiş, dış finansal operasyonlara ve yabancı aktif tutmaya da sınırlamalar getirilmişti. Mali piyasalarda gerçekleşen işlemler ve buradan elde edilen gelirler görece olarak daha fazla vergilendirilmekteydi. Kurumsallaşmış bir mali sistem yoktu. Yabancı ve yerli bankaların mali sisteme katılmalarına önemli kısıtlamalar getirilmekteydi. Bu dönemde, Türkiye henüz gelişmesini tamamlayamadığı için, mali piyasalar katı bir şekilde denetlenmiş, sermaye piyasaları gelişmemiş ve serbest döviz piyasaları oluşturulamamıştı. Piyasa devlet kontrolü altında tutulduğu için, faiz oranları ve kredi miktarları da devlet tarafından belirleniyordu (Binay ve Kunter, 1998 ve Oksay, 2004). 1980 öncesinde uygulanan sabit döviz kuru rejiminde Türk Lirasının değeri hükümet tarafından değişen ekonomik koşullara göre belirleniyor ve ayarlanıyordu. Ayarlamalarda meydana gelen gecikmeler Türk Lirasının bazı dönemlerde belirgin şekilde ve aşırı ölçüde değerlenmesine neden olmaktaydı (TCMB, 2002). İthalatın kısıtlanması ve yasaklanması, katı bir kambiyo sisteminin uygulanması, faiz oranlarının kontrolü ve finansal sistemin kamu bankaları yoluyla denetim altına alınması şeklindeki devletin katı denetim ve kontrolü ile geçen bu süreç 1970'lerin ikinci yarısında başlayıp 1980'de son bulan ekonomik krize yol açmıştır.

Dünyada gelişmekte olan pek çok ülkede olduğu gibi 1960'lar ve 1970'lerde Türkiye'nin de temel ekonomik kalkınma stratejisi ağırlıklı olarak ithal-ikameci politikalara dayalıydı. Bu nedenle, Türkiye'nin ticaret hadleri 1973–1974 dönemindeki ilk petrol krizinden sonra kötüleşmiştir. Bu kötüleşme, ödemeler dengesi üzerinde büyük bir yük yaratmış, bu ilave yük kısa vadeli borçlanmalarla telafi edilmeye çalışılmıştır. İthal ikameci program,

cari borçlara kaynak bulmak ve yatırımları desteklemek zorlaşınca 1976'da sınırlarını zorlamaya başlamıştır. 1977-80'deki ödemeler dengesi sorunuyla başlayan ekonomik istikrarsızlığa politik istikrarsızlık eklenince, enflasyonu kontrol altına almak, yabancı finansman açığını kapatmak ve daha dışa dönük ve piyasa odaklı bir ekonomik sisteme ulaşmak amacıyla 24 Ocak 1980 istikrar kararları alınmak zorunda kalınmıştır (TCMB, 2002: 5, Aysu, 2003).

24 Ocak 1980 tarihinde açıklanan istikrar programı ile Türkiye ekonomisinde önemli ve köklü değişikliklere adım atılmıştır. Bankacılık sektöründe rekabeti yaratmak ve mali sistemi derinleştirmek amacıyla, mevduat ve kredi faiz oranları üzerindeki yasal sınırlandırmalar Temmuz 1980'de kaldırılmıştır. 1980 yılındaki yüksek olan enflasyon 1982 yılında düşürülse de bankaların denetimindeki eksiklik nedeniyle birçok banka batmıştır ve faizler tekrar Merkez Bankası kontrolüne geçmiştir. Ayrıca, 1982 yılında Sermaye Piyasaları Kurulu oluşturulmuş, 1983'de operasyonel olarak görevine başlamıştır. Bankacılık sisteminin kaynaklarını artırmak ve bankaların yurt dışındaki rezervlerini yurt içine çekmek ve sermaye çıkışını önlemek amacıyla, 1984 yılında döviz alım-satımı serbestleştirilmiştir. Yerli halkın yabancı döviz mevduatını elde tutmalarına izin verilmiş ve bankalar yurt dışında yabancı döviz elde tutabilmişlerdir. Aynı yılda, bankalara Merkez Bankası sınırları içinde kalmak suretiyle döviz kurunu belirleme izni verilmiştir. Diğer bir ifadeyle, döviz tevdiat hesaplarına uygulanacak faiz oranı banka ve müşteri arasında pazarlık ile belirlenebilecek fakat uygulanacak oran Euro piyasasında oluşan faizlerin üstüne çıkmayacaktır (Binay ve Kunter, 1998).

Türk bankacılık sektörünün geleneksel olarak Türkiye'deki finansal sistemde çok önemli bir rolü olmuştur. 1980'lerde uygulamaya konan liberalleştirme politikasının bir yansıması olarak Türk bankacılık sektöründe bir dizi kurumsal ve yasal reformlar yapılmıştır. Bu reformların asıl amacı, bankalar arasında rekabeti teşvik ederek finansal sisteminin sağlamlığını ve

etkililiğini artırmaktı (TCMB, 2002: 17). 1985’de, düzenlemeleri ve denetimleri sağlayacak yeni bankacılık yasası çıkarılmıştır. Bu yasaya göre, bankalar tekdüze hesap cetveli kullanmışlar, mevduat sigorta fonuna katılmışlar ve borçlanmalar uygun pozisyonlar aracılığıyla kapatılmıştır. Bankalar, Merkez Bankası ve Hazine’nin kabul ettiği kurumlar tarafından bağımsız olarak kontrol edilmiş ve raporlar Merkez Bankası’nın istediği formatta hazırlanmıştır. 1985’de kamu açıklarını karşılamak amacıyla Hazine tarafından bono ve tahvil satışına başlanmış ve takip eden yılda bankalararası para piyasası kurulmuştur. 1983 sonrası dönemde, ihracat dolaylı ve dolaysız teşviklerle yoğun bir şekilde desteklenmiş ve ihracat patlamasıyla birlikte 1980–1985 dönemi dışa dönük büyümenin gerçekleştiği bir dönem olmuştur (DPT, 1990). Ticaretin serbestleştirilmesinin yanında, finans piyasalarına yönelik düzenlemelerle yabancı bankaların kurulmasına izin verilmiş, faizler kademeli olarak serbest bırakılmış, 1986 yılında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası faaliyete başlamıştır. 1987’de Merkez Bankası, açık piyasa hareketlerine başlamıştır. 1988’de, döviz efektif piyasası açılmış, 1989’da altın piyasası kurulmuş ve sermaye hareketleri üzerindeki kısıtlamalar tamamen kaldırılmıştır. Sermaye yeterliliği oranı uygulamasıyla Türk bankalarının yurt dışındaki bankalarla kıyaslanması da kolaylaşmıştır.

1980’li yıllarda başlayan iç borçlanmanın taşınamaz bir hal alması, 1990’lı yıllarda faizlerin artması, vadelerin kısalması, hem para piyasalarındaki faizlerin, hem de Hazine’nin borçlanma faizlerinin yükselmesi gibi temel sorunlar olarak etkisini sürdürmüştür. 1990’lar bankacılık sisteminin bozulduğu yıllar olarak tanımlanabilir. 1993 yılına kadar hem Türk Lirasının Dolara karşı değerlendirilmesi hem de yüksek faiz oranlarının düşürülmesi hedeflenmiştir. Ancak, bu hedefler, rasyonel ekonomi politikaları açısından sürdürülmesi zor ve maliyeti yüksek bir politika olmuştur. 1993 yılına gelindiğinde hızla artan kamu açıkları faizleri daha da artırmıştır. Ayrıca kamu açıklarının artması toplam talebi artırmış, bu artış uygulanan kur politikasıyla birleşince dış dengenin bozulmasına neden olmuştur. 1989 yılında sermaye hareketlerinin serbestleştirilmesiyle yurtdışından sermaye

girişlerinin artması, Türk Lirası'nın değerlenmesine neden olmuştur. Döviz kurunu değerli tutma politikası, döviz kurlarının enflasyonun altında seyretmesi sonucunu doğurmuş, dış açık daha da artarken faiz-döviz kuru makası da giderek açılmıştır. Dış açığın artmasıyla özellikle kısa vadeli dış borç stoku yükselmiştir. 1993 yılında iç borç faiz oranlarını düşürmek için ihale iptalleri ya da borçlanma miktarlarına sınırlar getirilmesi gibi borçlanma politikaları izlenmiştir (Bahçeci, 2000). 1990'larda, bankalar yurt dışında borçlanmışlar ve bu paralar ile yüksek faizle devlet tahvili almışlardır. Bankalar için bu devlet tahvillerinin finansmanını sağlamak amacı ile, Merkez Bankası bankalararası faiz oranını yükseltmemiş, sonuç olarak, ekonomideki reel döviz kuru değer kazanmaya başlamıştır. Dolayısıyla, bankalar, hükümet kağıtlarına yaptıkları yatırımların riskini gereğinden fazla tahmin etmişler ve açık döviz pozisyonuna düşmüşlerdir. Bankalar hem faiz oranı hem de döviz kuru değişmelerine karşı savunmasız kalmışlar ve üç bankanın kapatılması ile Türkiye, ekonomik krize adım adım yaklaşmıştır. Türk Lirası değer kaybedip, genişletici maliye politikaları ile birleşince faizler rekor sayılabilecek seviyelere çıkmış ve 1994 krizi ile karşı karşıya kalınmıştır. 1994 krizinin en büyük özelliği yoğun bir finans sektör krizi ile birlikte ortaya çıkmış olmasıdır. 1994'de yaşanan kriz sonunda Uluslararası Para Fonu (IMF) ile stand-by anlaşmasının imzalanmasıyla yeni kararlar alınmış ve yılsonunda ekonomideki istikrar büyük ölçüde sağlanmıştır. 1995- 1999 döneminde, reel döviz kuru istikrarlı bir seyir göstermiştir. Ancak Türkiye 1997 yılında gerçekleşen Asya krizinden ve özellikle 1998 yılındaki Rusya krizinden etkilenmiştir.

1999 yılında yeni bankacılık yasasına geçilmiş ve Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu (BDDK) bankaların düzenleme ve denetleme sorumluluğunu almıştır. 2000 yılındaki enflasyonu düşürme politikası ile dalgalı döviz kuru rejimiden sabit kur rejimine geçilmiştir. Uygulanan bu programla enflasyon oldukça düşürülmüş, gayri safi milli hasılda büyüme sağlanmış ancak enflasyon ile önceden belirlenen kur arasındaki farkın büyümesinden dolayı döviz kuru artmaya başlamıştır. Yeni

düzenlemelere ve IMF desteğiyle uygulamaya konulan enflasyonla mücadele programına rağmen 2000 yılının sonlarında enflasyon %27'lere ulaşmış, cari hesaptaki gidişat kötüleşmiş, ithalat giderleri ve dış borç artmış, azalan ihracat gelirlerine karşılık yabancı sermaye girişi sağlanamamış ve devalüasyon beklentisi artmıştır. Devalüasyon beklentisi içindeki bankalar açık pozisyonlarını kapatmak telaşıyla döviz taleplerini artırmışlar ve piyasa da likidite sıkıntısı başlamıştır (Ural, 2003 ve Güloğlu ve Altunoğlu, 2002). Merkez Bankası, IMF ile yapılan anlaşma gereği, döviz giriş ve çıkışıyla paralel değişen net iç varlıkları belirli bir dar bant içinde tutmuştur (Mangır, 2006). Döviz talebindeki artış faiz oranları artırılarak frenlenmek istenmiştir. Faiz oranların aşırı yükselmesi ise bünyesinde çok fazla Devlet İç Borçlanma Senetleri (DİBS) bulunduran Demirbank'a el konulmasına ve Tasarruf Mevduatı Sigorta Fonu (TMSF)'na devredilmesine sebep olmuştur (Güloğlu ve Altunoğlu, 2002). Diğer bankaların bu durumdan kaygılanmalarıyla birlikte açık pozisyonlarını kapatmak istemeleri Türk Lirasına olan talebi dolayısıyla yurtiçi faizleri artırmıştır. Yüksek faizler ise ellerinde hazine bonosu bulunduran bankaların riskini artırmıştır. Sabit döviz kuru uygulamasına bağlı olarak aşırı değerli olan Türk Lirasının cari açığı artırması 2000 Kasım krizini oluşturmuştur (Mangır, 2006). 1997–2002 döneminde TMSF'ye 20 banka devredilmiştir (BDDK, 2002). Kamu bankalarına ilişkin düzenlemelerde yaşanan sorunlar, bankaların finansal yapılarındaki kırılganlığın artması, piyasadaki likidite sıkıntısı ve bunların üzerine 19 Şubat 2001'de yaşanan siyasi sorun 2001 Şubat krizini başlatmıştır. Kriz sonucu, artış oranı önceden açıklanan kur sisteminin devam ettirilemeyeceği anlaşılmış ve serbest dalgalı kur rejimine geçilmiştir. Finansal piyasaları gelişmemiş olan ülkelerde, fon ihtiyacı olanlar ya kısa vadeli olmak kaydıyla milli para cinsinden ya da döviz borçlanırlar. Türkiye'de de bu durumda olan bankalar ve şirketler, yüksek oranda kur riski ile Şubat 2001 krizine yakalanmışlardır. Buna ek olarak, uzun yıllardır devam eden yüksek enflasyonun bir sonucu olarak Türkiye'de yüksek oranda para ikamesi bulunması 2000–2001 yılları arasında uygulanan artış oranı nedeniyle, sabit kur rejimine rağmen döviz tevdiat hesaplarının azalmayıp aksine artış kaydetmesi, bankacılık kesiminin

üstlendiği kur riskini daha da arttırmış olan bir diğer faktör olmuştur (Arat, 2003).

Gerçekleşen krizler sonunda, 2001 Mayıs'ta, BDDK, bankacılık sektörünün yeniden kurulmasını gerektiren programını açıklamıştır. Programın esas amacı, finansal sektördeki bozulmaları gidermek ve bankalar için uluslararası rekabetçiliği ve Türk bankacılık sistemini benimseyen en uygun düzenlemeyi yapmaktır. 2002'de, hükümet bankacılık düzenleme programını hızlandırmış ve BDDK'nın kurumsal temelini güçlendirmiştir. 2003- 2004 arasında, sistemde birçok uygulamalar yapılmış ve yeni bankacılık yasası 30 Haziran 2005'de onaylanmıştır. Dolayısıyla, Türkiye finans sisteminde, kamu bankalarının özelleştirilmesi ve TMSF tarafından elde tutulan banka varlıklarının bazı önemli yenilemeleri gibi anlamlı adımlar atılmıştır. Yeni bankacılık sistemi bankacılık sektöründe düzenleme ve denetleme açısından birçok önemli noktaya değinmektedir. Türkiye'deki bankaların offshore ve uluslararası işlemleri BDDK'nın iznine bağlıdır. Banka sahipleri için düzenlemeler güncelleştirilmiş ve değiştirilmiştir. Özetlenecek olursa, yeni bankacılık sistemi bankacılık sektöründe düzenleme ve denetleme açısından özellikle bozulmaları önleme ve ahlaki tehlikeler konusunda birçok önemli noktaya değinmektedir.

1980 yılı öncesi ve sonrası birlikte değerlendirildiğinde, gelişmekte olan ülkelerde olduğu gibi Türk finans yapısında da bankacılık sektörü ağır basmaktadır. Dolayısıyla ekonomide yaşanan krizlerden bankacılık sektörü ilk olarak ve doğrudan etkilenmiştir. Günümüzde ise Türk finans piyasasında bankacılık sektörü hakimiyetini kaybetmekle birlikte sermaye piyasası da hakim değildir. Gelişmiş ülkelerin finans piyasalarıyla karşılaştırıldığında, Türkiye'de finansal piyasa henüz kurumsal açıdan yeterince çeşitlilik göstermemektedir. Bu da finansal fonların büyüme hacmini olumsuz etkilemekte ve bu fonların daha geniş bir kitleye ulaşmasını zorlaştırmaktadır. Ayrıca, gelişmiş ülkelerin finansal piyasalarında işlem gören başlıca finansal araçların bir kısmının ülkemizde de kullanıldığı görülmektedir. Dolayısıyla,

lkemizde finansal kurumların eřitlilięinin yeterli olmaması yanında, finansal ara eřitlilięinin de az sayıda kurum tarafından (zellikle bankalar tarafından) saęlanması, finans piyasasının derinleřmesini tamamlamadıęını gsteren nemli gstergelerden biridir (Oksay, 2000).

1980'li yıllarda bařlayıp 2002 yılına kadar devam eden yksek enflasyonist srete dolarizasyon eęilimi ortaya ıkmıřtır. Dolarizasyonun ortaya ıkıřında iki temel unsur bulunmaktadır. Bunlardan ilki, makroekonomik istikrarsızlık ve ekonomik birimlerin istikrarsızlıęa karřı yabancı para birimine ynelerek korunma istekleridir. Makroekonomik istikrarsızlıęın birincil kaynaęı olan yksek ve oynak enflasyon, dolarizasyonun ortaya ıkmasında bařlıca nedendir. İkincisi, reel dviz kurunda beklenen oynaklık ile enflasyonda beklenen oynaklıęın greli iliřkisi de dolarizasyonu teřvik etmektedir. Portfy yaklařımı olarak bilinen bu grře gre kısaca, nominal dviz kurunun oynaklıęı enflasyonun oynaklıęından greli olarak dřk ise, yerleřikler enflasyonun yol atıęı belirsizlikten korunabilmek amacıyla yabancı parayı tercih etmektedirler (TCMB Blteni, 2007). Makroekonomik istikrarın byk lde saęlanması yanısıra, dalgalı kur rejimi ile birlikte 2002 yılı bařından bugne nce rtk, sonrasında aık olarak uygulanmakta olan enflasyon hedeflemesi rejimi Trkiye'deki dolarizasyonun azalmasında nemli rol oynamıřtır. Dalgalı kur rejimi ile birlikte dviz kurundaki oynaklık artarken, enflasyon gibi bir belirsizlięin giderek ortadan kalkması, ekonomik birimlerin enflasyondan korunmak iin yabancı paraya ynelmelerinin nne gemiř ve dolarizasyonu azaltmıřtır (TCMB Blteni, 2007). Gerek dalgalı kur rejiminin uygulanmakta oluřu gerekse makroekonomik istikrar ile birlikte finansman olanakları da iyileřmeye bařlamıřtır. 2005 yılında bankacılık sektrnn byklę artıř gstermiřtir (TCMB, 2006). 30 Mayıs 2005'de BDDK tarafından Basel II'ye geiře iliřkin yol haritası aıklanmıřtır. Basel II ile bankaların maruz kaldıkları risklerin daha hassas llmesi ve risk ynetimlerinin etkinlięi hedeflenmektedir. Risk algılaması ve ynetimi aısından bankacılık sektr nemli ařamalar kaydetmiřtir. Bunun yanısıra

Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsasının (VOB) kurulması ile firmaların da risk değerlendirmelerine ve riskten korunma araçlarını etkin bir şekilde kullanmalarına olanak sağlanmıştır. 2006 yılının Mayıs ve Haziran aylarında uluslararası mali piyasalarda yaşanan dalgalanmalara karşı alınan önlemler ve global koşuldaki düzelmeler ile döviz piyasası nispi bir istikrara kavuşmuştur. Bu dalgalanma Türkiye ekonomisinin ve finansal kurumların dayanıklılığını gösteren önemli bir deneyim olmuştur. Yine bankacılık sektörü de finansal piyasalardaki yaşanan bu dalgalanmalara rağmen büyümesini sürdürmüş, sigorta şirketlerinin toplam aktifleri ve özkaynakları artmıştır (TCMB Bülteni, 2007 ve ASKON, 2007). İMKB’de işlem gören şirket sayısı 2005 yılı sonunda 304’den 2006 yılında 316’ya yükselmiştir. 2007 yılında, risklerin sınırlandırılması için mali piyasaların sağlıklı bir şekilde gelişimini destekleyecek politikaların sürdürülmesi, yapısal reformlara hız verilmesi ve ekonomik programın istikrarlı bir şekilde uygulanması, Türk finans sektörünün büyümesini desteklemiş ve dalgalanmalardan olumsuz etkilenmemesinde önemli bir rol oynamıştır.

1.2. FİNANSAL VE MAKROEKONOMİK OYNAKLIK

Bir ülke ekonomisinin yönlendirilmesinde ve eksiksiz çalışmasında motor görevi gören reel yatırımların finansmanı, etkin işleyen, mülkiyetin tabana yayıldığı, en önemlisi oynaklığın düşük olduğu bir sermaye piyasasının varlığını zorunlu kılmaktadır (Akel, 2006). Etkin çalışan bir sermaye piyasası ve buna bağlı olarak kullanılan risk yönetimi tekniklerinin mi ekonomik kalkınma için ön koşul olduğu, yoksa ekonomik kalkınmanın mı sermaye piyasasının etkinliği için ön koşul olduğu literatürde tartışılan bir konudur. Finansal araçların çeşitliliği, piyasadaki potansiyel faiz oranlarını düşürücü, kaynak maliyetlerini azaltıcı, sermayeyi tabana yaymak suretiyle halkı ekonomik kalkınmada söz sahibi edici gibi fonksiyonların yerine getirilmesinde makro ekonomi açısından önemli bir rol üstlenmiştir (Akel, 2006).

Finansal piyasalardaki hareketlilik, birçok yolla makroekonomik dalgalanmaların artışında ve azalışında önemli rol oynamaktadır. Bu yollardan ilki, daha fazla gelişmiş finansal piyasalar ve kurumlar, daha verimli tasarrufçularla ve yatırımcılarla karşılaşırlar. Bu da ekonominin, şokları daha kolay yok etmesine izin verir. İkinci olarak, finansal sektörün hem mikro hem de makro düzeyde çeşitlendirmeyi kolaylaştırıyor olması riski ve oynaklığı düşürebilmektedir. Son olarak, finansal gelişme, oynaklığın artmasına neden olan asimetrik bilgilerin büyüklüğü kavramı yerine de kullanılabilir. Denizer v.d. 2000 yılında yaptıkları çalışmada finansal ve makroekonomik oynaklığı incelemişler ve finansal yapıları daha fazla gelişmiş ülkelerde, üretim, tüketim ve yatırımdaki büyümede daha az dalgalanmaların yaşandığını gözlemişlerdir. Jermann ve Quadrini (2007) finansal sistemdeki yeniliklerin makroekonomik dalgalanmalarda nasıl bir rol oynadığını incelemişler ve ABD için yaptıkları araştırmada finansal yeniliklerin makroekonomide daha az oynaklığa neden olduğunu bulmuşlardır. Nakagawa ve Osawa (2000) çalışması da finansal piyasalardaki hareketlilik ile makroekonomideki hareketlilik arasında ilişkinin var olup olmadığını inceleyen çalışmalardan bir diğeridir. Çalışmada finans piyasalarındaki oynaklığın makroekonomik oynaklıkla ilişkili olup olmadığı vektör otoregresif modeli ile incelenmiştir. Japonya, İngiltere, ABD ve Almanya verileri kullanarak elde edilen bulgulara göre finansal piyasalardaki yüksek oynaklık, döviz kurundaki oynaklığın öngörülmesine yardımcı olmuştur. Ayrıca, finansal piyasalardaki oynaklık enflasyon gibi bazı makroekonomik değişkenlerdeki oynaklığı açıklamakta ve bu değişkenler için öncü gösterge olarak kullanılabilir.

Bir ülkedeki makroekonomik oynaklık, kredilemedeki genişleme, varlık fiyatlarında çöküş ve sermaye akımlarında ani dalgalanmalar, finansal serbestleşmeye hazırlanamama, yoğun hükümet müdahalesi gibi nedenler ekonomik istikrarsızlıklara ve dolayısıyla ekonominin finansal krizlere açık hale gelmesine neden olmaktadır (Goldstein ve Turner, 1999). Makroekonomik istikrarsızlıklar, finansal piyasaları kırılgan duruma

getirmekte ve ekonominin krize sürüklenmesini kolaylaştırmaktadır (Ural, 2003). Pek çok gelişmekte olan ülkede, makroekonomik istikrarsızlık giderilmeden iç ve dış finansal liberalizasyon girişimlerinin sürdürülmesi, finansal krizlere yol açmıştır.

Piyasaların uluslararası olması ve dış şoklardan ani olarak etkilenebilmesi, mali piyasalardaki dalgalanmaların da artmasına neden olmaktadır. Liberal politikaların uygulanmaya konması ve mali piyasalar arasındaki sınırların azalması, faiz ve enflasyon oranları üzerindeki dalgalanmaları arttırmıştır. Aynı zamanda, finansal yenilikler, para arz ve talebinin de tahmin edilmesini güçleştirmektedir (Akel, 2006). Bu dönemlerde ilgili kurumlar, finansal hizmetler için rekabetçi bir ortam yaratmak, ödeme sisteminde ve daha genel olarak finansal sistemde istikrarı ve güvenliği sağlamak, finansal piyasalarda müşterilerin çıkarlarını korumak, para politikası uygulamasında denge ve etkinliği sağlanmak zorundadırlar (Akel, 2006). Politik ve ekonomik belirsizlikler ise küreselleşen ekonomide faiz oranı, döviz kuru ve fiyat gibi riskleri de bünyesinde barındırmakta, bu durum sağlıklı kararlar alınmasını zorlaştırmaktadır. Bu noktada, faiz oranı, döviz kuru, fiyat ve bunların değişkenliklerinin ekonomideki yerine ve önemine değinmekte yarar vardır.

Faiz oranlarını kısa ve uzun vadeli faiz oranları olarak ele alırsak, kısa vadeli faiz oranları, Merkez Bankası tarafından kullanılan en önemli para politikası araçlarından birisidir. Merkez Bankası doğrudan sadece kısa vadeli faiz oranlarını kontrol edebilmektedir. Çünkü Hazine ihaleleri ile belirlenen uzun vadeli faiz oranları, uzun dönem enflasyon ve reel ekonomik hareketlerin beklentileri etkisi altındadır. Ayrıca, uzun dönem faiz oranları, faiz oranlarının vade yapısı aracılığıyla kısa dönemli faiz oranlarından etkilenmektedir. Vade yapısı, ekonomik hareket ve enflasyona yönelik birçok piyasa beklentileri hakkında önemli bilgiler içermektedir. Reel ekonominin reel faiz oranı ve beklenen enflasyonla ilişkili olması nedeniyle ileriye yönelik faiz oranları gelecekteki ekonomik hareketler ve enflasyon hakkında bilgi

verecektir. Merkez Bankası faiz oranındaki değişmelere karşı uzun dönem faiz oranlarının vereceği cevap hakkında literatürde mevcut olan fikirler hala kesin olmamakla birlikte etkinin yönü hakkında da ortak bir karar yoktur (Berument ve Froyen, 2006). Uzun dönem faiz oranları kısa dönem faiz oranlarıyla aynı doğrultuda fakat daha düşük bir oranda değişebilmektedir. Faiz oranındaki değişiklik harcama karları üzerinde etkili olmaktadır (Blanchard, 2000).

Para politikasının makroekonomik etkileri üzerine mevcut teorilere göre sıkı para politikasında meydana gelen dışsal bir değişim, yükselen reel faiz oranları aracılığıyla kısa dönem faiz oranlarını geçici bir süre artırır ancak azalan enflasyonla birlikte uzun dönem faiz oranlarını azaltır (Romer ve Romer, 2000). Bu teoriler vade yapısının beklenen teorisi ile birleştirildiğinde, sıkı para politikasındaki değişimin uzun vadeli bonoların faiz oranlarını düşürdüğünü öngörür. Ancak, Merkez Bankası açık piyasa işlemleri üstlendiği zaman, bütün vadeler için faiz oranları artar (Cook ve Hahn, 1989a). Artışlar için genel bir açıklama yapmak gerekirse; Merkez Bankası sıkı para politikasını uyguladığı zaman, piyasa yapıcılar enflasyonun davranışı hakkında olumsuz bir çıkarım yaparlar ve bu yüzden enflasyonun artacağı yönde bir beklentiye girerler. Enflasyonun artacağı yönündeki bu beklenti Merkez Bankasının uzun dönem faizlerini artıracığı bilgisine neden olur. Dolayısıyla, Merkez Bankası faiz oranlarındaki artışı takiben, daha yüksek enflasyon beklentili uzun dönem faiz oranları da artış gösterir (Romer ve Romer, 2000). Enflasyonun artacağı beklentisi ve faiz oranlarındaki artış, harcamaları ve yatırımları olumsuz yönde etkileyecektir.

Amacı fiyat istikrarını sağlamak olan Merkez Bankası için ve dolayısıyla piyasa için kısa dönem faizler oldukça önem taşımaktadır. Ayrıca kısa dönem faizlerinin bugün hakkında bilgi vermesi ve yarını tahmin edebilecek olması açısından da önemlidir.

Açık bir ekonomide önemli finansal göstergelerden birisi de döviz kurudur. Döviz kuru bir ülkenin para biriminin başka bir ülkenin para birimine

göre değeridir. Bir ekonomide iç ve dış dengeyi eşanlı olarak sağlayan ise reel döviz kurudur. Gerek yurt dışı gerekse yurt içi bazı şokların etkisi ile reel döviz kuru uzun dönem denge değerinden sapabilir ve kurda büyük dalgalanmalar meydana gelebilir. Kurda meydana gelen dalgalanmalar o ülkenin ekonomisinin istikrarsız olduğu yönünde ipucu vermekte ve yabancı yatırımcılar sermayelerini bu ve bunun gibi ülkelerde değerlendirmemektedirler. Döviz kurlarındaki değişimler, ekonomik faaliyetlerin seyrini etkilediğinden, döviz kuru değişimlerin istikrarlı bir çizgi izlemesi ekonomik istikrarı da olumlu etkileyecektir. Çünkü ekonomik istikrarın sağlanması büyük ölçüde fiyatlardaki ve döviz kurlarındaki istikrara bağlıyken, ekonomik istikrarın sağlanması sonucunda, fiyatlarla ve döviz kurlarında da istikrar sağlanabilmektedir. Ayrıca ekonomik istikrarsızlık da fiyatlardaki ve döviz kurlarındaki istikrarsızlıktan etkilenmektedir. Bu karşılıklı etkileşim, döviz kuru istikrarının da ekonomik istikrar açısından değerlendirilmesini gerekli kılmaktadır (Duygulu,1998).

Para politikası aracı veya kur rejimi olarak kullanılabilen döviz kuru yurt içi ve yurt dışı gelişmelerden etkilenmekte ve dalgalı bir yapıya sahip olmaktadır. Kurda meydana gelen ani dalgalanmalar ekonomiyi de etkilemektedir. Döviz kuru riskinin kaynağı olan bu oynaklığın dış ticaret hacmi üzerinde, özellikle de ödemeler dengesi üzerinde, etkileri bulunmaktadır. Kurdaki değişimin ekonomi üzerindeki olası etkileri üzerine çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Yerel paranın değer kaybetmesi kimi yazarlara göre ekonomide daraltıcı etki yaparken kimi yazarlara göre de canlandırıcı etki yapmaktadır. Dornbusch (1988) çalışmasında yer alan geleneksel görüşe göre, yerel para biriminde meydana gelecek bir değer kaybı ekonomi için canlandırıcı etki yaratırken yerel paranın değerlenmesi diğer bir ifadeyle döviz kurunun artması ihracatçı sektörlerin rekabet gücünü azaltacaktır. Dolayısı ile ihracat düşer ya da ihracat artış hızı yavaşlar. Meade (1951)'e göre eğer ihracatın ve ithalatın fiyat esnekliklerinin toplamı biri geçmezse, kurdaki değer kaybı diğer bir ifadeyle bir ülkenin para biriminin değer kaybetmesi o ülkenin ekonomisinde daraltıcı etki yapacaktır.

Döviz kurundaki oynaklığın ekonomi üzerine etkilerini Türkiye için inceleyen çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Domaç (1997), 1960–1990 dönemi için yaptığı çalışmada, beklenmedik kur değişimlerinin ekonomi üzerinde olumlu etki yarattığını ancak beklenen kur değer kayıplarının ekonomi üzerinde herhangi anlamlı bir değişime yol açmadığını göstermektedir. Kandil (2000) beklenmedik kur şoklarını Türkiye'nin de içinde bulunduğu bir grup gelişmekte olan ülke için değer kaybı ve değerlendirme şeklinde ele alarak, bu şokların büyüme ve enflasyon üzerine etkilerini incelemektedir. Çalışmada elde edilen sonuçlara göre, Türkiye için beklenmedik kur değer kaybı ekonomi üzerinde daraltıcı etki yaratırken, beklenmedik kur değerlendirilmesi ekonomi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmamaktadır. Berument ve Günay (2003) döviz kuru riskinin faiz oranları üzerine etkisini 1986:12–2001:01 dönemi için incelemektedir. Ampirik sonuçlar, yüksek döviz riskinin yüksek faiz oranına neden olduğunu göstermektedir. Berument ve Paşaoğulları (2003)'de 1987:I –2001:IV dönemi için reel döviz kuru ile üretim arasında negatif ilişki olduğu gösterilmektedir. Ayrıca, yerel paradaki aşırı değerlendirme ilk zamanlarda üretimi artırmakta fakat daha sonra finansal bir krize neden olmaktadır. Bu da döviz kurunu düşürüp üretimin azalmasına neden olmaktadır. Berument ve Dinçer (2004)'e 1987:2–2002:9 döneminde göre döviz kuru riski, reel döviz kuru, üretim ve fiyatlarla yüksek korelasyona sahiptir ve pozitif döviz kuru riski reel döviz kurunu ve üretimi azaltmakta, fiyatları ise artırmaktadır. Reel döviz kuru ile sektörel bazda ihracat ve ithalat fiyatları arasındaki ilişkinin araştırıldığı Çekerol ve Gürbüz (2004) çalışmasında bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. Türkiye için beklenmedik kur şoklarının GSMH'nin bileşenleri ve parasal göstergeler üzerindeki asimetric etkilerini 1987:1–2001:4 döneminde incelenmesi sonunda beklenmedik kur değer kaybının ve değerlendirilmesinin, özel yatırım, kamu yatırımı, toplam ihracat ve DİBS faiz oranları üzerinde asimetric etki yarattığını gözlenmiştir (Dinçer, 2005). Çalışmaya göre, beklenmedik pozitif kur şoku başka bir ifadeyle yerel paranın değer kazanması özel yatırımları ve para talebini azaltmaktadır. Dolayısıyla beklenmedik kur değer kaybının ekonomi üzerinde daraltıcı etkisi

vardır. Beklenmedik negatif kur şoku başka bir ifadeyle yerel paranın değer kaybetmesi kamu yatırımlarını artırırken ihracatı azaltmaktadır. İhracatın GSMH içindeki ağırlığının çok yüksek olması nedeniyle beklenmedik kur değerlenmesi ekonomi üzerinde daraltıcı etki yapmaktadır. Öztürk ve Acaravcı (2006) çalışmasında, 1989:01–2002:08 döneminde DİBS faizlerinin kur oynaklığından etkilenmediğini ancak döviz kurundaki belirsizliğin reel ihracatı negatif yönde etkilediğini belirtmektedir.

Enflasyon belirsizliği enflasyon maliyeti açısından oldukça önemlidir. Sistemik enflasyon herhangi gerçek etkilere sahipse, hükümet para politikası aracılığıyla ekonominin performansını etkileyebilmektedir. Dolayısıyla enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişki politika yapıcılar için çok önemlidir. Enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişki hakkında literatürde iki yaklaşım vardır. İlk yaklaşımda her ne kadar enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasında pozitif ilişki kurulsa da burada iki görüş mevcuttur. İlki enflasyonun enflasyon belirsizliğini artırdığını söylemektedir (Friedman 1977, Ball 1992, Grier ve Perry 1998, Berument ve Dincer 2005). İkinci görüş ise enflasyon belirsizliğinin enflasyonu artırdığını söylemektedir (Cukierman ve Meltzer 1986, Cukierman 1992). İkinci yaklaşım, daha yüksek enflasyon belirsizliğinin daha düşük enflasyona neden olmasıdır. Bu da merkez bankasının yüksek enflasyondan meydana gelecek zararı minimize etmesini sağlar (Holland, 1993, 1995). Türkiye için yapılan çalışmalara bakıldığında, Nas ve Perry (2000), 1960–1998 dönemi ve ayırdığı alt gruplar için yaptıkları çalışmada GARCH metodunu kullanarak ve yüksek enflasyonun daha yüksek enflasyon belirsizliğine neden olduğunu bulmuşlardır. Bu çalışmaya göre, enflasyon belirsizliğinin enflasyona olan etkisi zamana göre değişmektedir. Tüm dönemde yüksek enflasyon belirsizliği düşük enflasyon ile ilişkilidir. 1980'lerin ve 1990'ların son dönemlerini kapsayan alt dönemlerde enflasyon belirsizliği enflasyonu artırmaktadır. Neyaptı (2000), 1982–1999 dönemini kullanarak bu iki değişken arasında pozitif bir ilişki olduğunu göstermiştir. Berument v.d. (2001), 1986:1–2000:12 enflasyon belirsizliğini EGARCH (Üssel GARCH) ile

modellemişler ve enflasyon belirsizliğinin, enflasyona verilen pozitif şoka olan tepkisinin negatif şoka olan tepkisine göre daha büyük olduğunu bulmuşlardır. Telatar ve Telatar (2003) da çalışmasında 1995:3–2000:12 dönemi için enflasyon ve enflasyon belirsizliğinin kaynakları arasındaki ilişkiyi incelemişler ve bu iki değişken arasında anlamlı bir ilişki bulamamışlardır. Son olarak Özer ve Türkyılmaz (2005), 1990:04–2004:04 dönemi için EGARCH (1,1) modeli, Granger nedenselliği, etki-tepki ve varyans ayrıştırmasını kullanmışlar ve enflasyonun enflasyon belirsizliğinin nedeni olduğunu vurgulamışlardır.

Özetle söylemek gerekirse, bir ekonomide finansal piyasa ve makroekonomideki istikrarsızlıklar bir başka ifadeyle oynaklıklar gerek politika yapıcıları gerekse ekonomik birimler açısından oldukça önemlidir. Belirsiz bir ortamda risk yapıcılar risk almaktan kaçınacaklar ve bu da zincirleme bir süreç oluşturacak ve ekonomide durgunluğun oluşmasına neden olacaktır. Fiyat dalgalanmaları, finansal sistemin ekonomiye sürekli olarak kaynak aktarmasını önler. Ekonomik istikrarsızlık, sanayi yatırımlarının ertelenmesine yol açar. Finansal varlıklardaki oynaklıklar ile döviz kuru, faiz oranları, enflasyon gibi makroekonomik değişkenlerdeki oynaklıkları birbirinden bağımsız düşünmek mümkün değildir. Bunlar ekonomide bir bütün olarak işlemekte ve istikrarlı bir büyümenin temellerini oluşturmaktadır.

İKİNCİ BÖLÜM

OYNAKLIĞIN MODELLENMESİNDE KULLANILAN MODELLER

Fiyatların aşağı ve yukarı yönlü hareketleri olarak adlandırılan oynaklık konusunda yapılan çalışmalar, birçok tekniğin geliştirilmesini de beraberinde getirmiştir. Son yıllarda oynaklığın modellenmesinde iki yaklaşım öne çıkmaktadır. Bu modeller:

- i. Varyansı direk olarak veriden gözleyen ve Engle (1982) çalışması ile başlayan Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, ARCH) modelleri,
- ii. Varyansı direk olarak veriden elde etmeyen ve Taylor (1980, 1982) çalışmaları ile başlayan Stokastik Oynaklık (Stochastic Volatility, SV)

modelleridir. ARCH tipi modellerde varyans, geçmiş gözlemlerin veya geçmiş varyansların bir fonksiyonu olarak tanımlanır. Ancak, SV modeli, varyansı gözlenemeyen bir değişken olarak stokastik yapıda modelleyerek ARCH modelinden farklılaşmaktadır. ARCH modelleri ile SV modeli arasındaki en temel fark ARCH modelleri varyans yapısında herhangi bir stokastik terime izin vermemesidir. Başka bir ifadeyle geçmiş gözlemler verildiğinde oynaklıklar deterministiktir.

Çalışmanın bu bölümünde oynaklık modellerinden değişen varyans modelleri (ARCH modelleri) ve SV modelleri anlatılacak ve daha sonraki uygulama bölümde bu modeller kullanılacaktır.

2.1. ARCH MODELLERİ VE PARAMETRE TAHMİNLERİ

Geleneksel ekonometrik modellemede, hata terimlerinin varyansının sabit olduğu varsayımı yapılmaktadır. Bilindiği gibi, birçok ekonomik değişkende ve özellikle finansal zaman serisinde düzgün bir yapıyı takiben beklenmedik yüksek oynaklıklar mevcuttur. Bu durumda sabit varyans (homoskedasticity) varsayımını yapmak uygun olmamaktadır. Hata varyanslarının zaman içinde değişkenlik göstermesi değişen varyans (heteroskedasticity) olarak bilinir. Hataların değişen varyansa sahip olması durumunda en küçük kareler tahmini hala tutarlı ve sapmasızdır. Ancak en küçük varyanslı ve etkin değildir (Green, 2003). Değişen varyans sorunundan kurtulmanın bir yolu, tahminde değişen varyansın üstesinden gelebilecek En Küçük Karelerden (EKK) başka bir tahmin metodu kullanmaktır. Örneğin regresyon modeli ARCH yapısıyla birleştirilip maksimum olabilirlik ile tahmin edilebilir. Diğer bir yol ise, genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi kullanmaktır. Bu yöntemde, ilk olarak varyansın yapısı belirlenir ve buna göre veride uygun bir dönüşüm yapılır.

Varyansın zaman içinde değişmesi özelliği en fazla finansal değişkenlerde görülmektedir. Finansal piyasalarda işlem gören finansal varlıkların fiyatlarındaki büyük miktartlı değişimleri büyük miktartlı değişimler, küçük miktartlı değişimleri ise küçük miktartlı değişimler takip etmektedir. Diğer bir ifade ile finansal seriler oynaklık kümelerine sahiptirler (Mandelbrot, 1963). Özellikle finansal değişkenlere ait yüksek frekanslı zaman verilerinin koşulsuz dağılımlarında ortaya çıkan kalın kuyruk ve ortalama etrafındaki aşırı basıklık birçok finansal getiri serisine ilkişkin yapılan sabit varyans ve bağımsızlık varsayımlarından sapmalara neden olmaktadır. Finansal değişkenlerin gösterdiği bu özellikler, zaman serilerinde küçük ve büyük değişimlerin kümelenmesi şeklinde kendisini göstermektedir. Bu kümelenmeler, fiyat değişimlerinin bağımsız olmadığını ve birbirini etkilediğini göstermektedir. Normal dağılım varsayımından sapma ile birinci ve ikinci momentlerdeki (ortalama ve varyans) zamana bağımlılık, normal dağılmış

rasgele yürüyüşe dayalı genel kabul görmüş tahmin ve öngörülerin uygun olmadığı sonucunu beraberinde getirmektedir (Mazıbaşı, 2005).

Finansal değişkenlerin bu özelliklerini dikkate alarak sağlıklı tahmin ve öngörüler gerçekleştirebilmek amacıyla Engle (1982) çalışmasında hata varyansının zamanla değişmesi durumunu ele almış ve bu varyansın otoregresif yapıda modellenebileceğini öne sürmüştür. Bu çalışma ile literatürde özellikle finans çalışmalarında sıkça kullanılan otoregresif koşullu değişen varyans modellerinin en basit hali olan ARCH modellerinin temelleri atılmıştır. Daha sonraki yıllarda yapılan çalışmalarda bu model oldukça çeşitlendirilmiştir.

2.1.1. ARCH Etkisi ve ARCH-LM Testi

Zaman içinde değişen varyansın modellenebilmesi için öncelikle seride koşullu değişen varyansın başka bir ifadeyle ARCH etkisinin olup olmadığının sınanması gerekmektedir. ARCH etkisi, White testi, Gold-Field Quant ve ARCH-LM testi, gibi pek çok yaklaşım kullanılarak test edilebilmektedir. Burada sadece Engle (1982) tarafından önerilen ARCH-LM testine yer verilecektir. Bunun için ilk önce

$$Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (1)$$

regresyon modeli göz önüne alındığında β parametre vektörünün EKK tahmin edicisi $\underline{b} = (X'X)^{-1}X'Y$ olmak üzere, artıklar

$$\hat{\varepsilon}_t = Y_t - X_t \underline{b}$$

olacaktır. ARCH-LM yöntemine göre artıkların karesi için AR(p) modeli

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \hat{\varepsilon}_{t-i}^2 + v_t \quad (2)$$

ele alınsın. Burada p , otoregresif modelin gecikme uzunluğunu göstermektedir. Uygun gecikme uzunluğu Campbell-Perron (1991) yaklaşımı veya AIC (Akaike Bilgi Kriteri) ya da SIC (Schwartz Bilgi Kriteri) gibi model belirleme kriterleri ile belirlenebilir. ARCH etkisinin testinde kullanılacak “ARCH etkisi yoktur” yokluk hipotezi

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_s = 0$$

şeklinde tanımlanır. Yokluk hipotezinin doğru olduğu varsayımı altında TR^2 değeri asimptotik olarak serbestlik derecesi s olan ki-kare dağılımına sahiptir ($TR^2 \sim \chi_s^2$) (Engle, 1982). Burada T , gözlem sayısı, s , kısıt sayısıdır ve ARCH etkisinin araştırıldığı gecikme sayısıdır. Elde edilen ki-kare değeri tablo değerinden büyük ise yokluk hipotezi red edilir. Başka bir ifadeyle seride varyans zamanla değişmektedir ve bu varyansın uygun bir metod ile modellenmesi gerekmektedir.

Çalışmada ARCH tipi modellerden ARCH, ARCH-M, GARCH, GARCH-M, EGARCH ve EGARCH-M modellerine yer verilecektir.

2.1.2. ARCH Modeli

Ekonometride varyansı öngörmenin bir yolu, oynaklığı öngörebilecek bağımlı bir değişken üretmektir. Örneğin,

$$Y_t = \varepsilon_t X_{t-1} \quad (3)$$

şeklinde düşünülebilir. Burada Y_t , ilgilenilen değişken, ε_t , σ^2 varyanslı ve sıfır ortalamalı beyaz gürültü sürecine sahip hata terimi, X_{t-1} , t-1 zamanında gözlenebilen bağımlı değişkendir. Eğer $x_t = x_{t-1} = \dots = x_{t-s}$ sabit ise, $\{Y_t\}$ sabit varyanslı beyaz gürültü sürecine sahip bir seridir. Ancak, $\{X_t\}$ 'nin birbirine eşit olmadığı durumda, x_{t-1} verilmişken yani $X_{t-1} = x_{t-1}$ olduğunda Y_t 'nin koşullu varyansı

$$V(Y_t | X_{t-1} = x_{t-1}) = x_{t-1}^2 \sigma^2 \quad (4)$$

olmaktadır. Burada, Y_t 'nin dağılımı x_t 'lere bağlıdır ve X_t 'ler her bir t zamanında gözlenebildiği sürece Y_{t+1} 'in koşullu varyansını bulmak kolaydır. X_t^2 'nin değeri büyük (küçük) olduğunda, varyans da büyümektedir (küçülmektedir). Eğer $\{X_t\}$ serisinde pozitif serisel korelasyon varsa, yani büyük X_{t-1} değeri büyük X_t değerini getiriyorsa, $\{Y_t\}$ 'nin koşullu varyansı da pozitif serisel korelasyonlu olacaktır. Böylece, X_t 'nin gidişatı ile $\{Y_t\}$ 'nin oynaklığı açıklanabilir. Uygulamada,

$$\ln(Y_t) = \theta_0 + \theta_1 \ln(X_{t-1}) + e_t, \quad e_t = \ln(\varepsilon_t) \quad (5)$$

eşitliğindeki θ_0 ve θ_1 katsayıları en küçük kareler ile tahmin edilir. Ancak sabit varyansı ihlal etme problemi vardır. Bu durumda, veri dönüşümünün yapılması gerekecektir (Enders, 2004, Rawlings vd., 2001).

Literatürde değişen varyans olarak bilinen başka bir ifadeyle varyansın zamanla değiştiği durumda Engle (1982)'de yeni bir model geliştirmiştir. Engle (1982) modelinin arkasında yatan temel düşünce modelin geçmiş bilgilere dayalı olan koşullu varyans değerlerini kullanmasıdır. ARCH sürecinin en önemli özelliği, sürecin sıfır ortalamalı, sabit koşulsuz varyanslı ve en önemlisi geçmişten bağımsız ve sabit olmayan koşullu varyansa sahip olmasıdır. Artıkların varyansı sabit değilse, Otoregresif Hareketli Ortalama

(ARMA) modelleri kullanılarak varyans içindeki değişim yapısı tahmin edilebilir.

Engle (1982)'de geliştirilen yöntemi anlamak için koşullu öngörü varyansının koşulsuz öngörü varyansından daha üstün olduğunu bilmek gerekmektedir. Çünkü koşullu öngörü koşulsuz öngörüye göre daha küçük bir varyansa sahiptir.

Herhangi X ve Y iki rasgele değişkeni için Y'nin koşulsuz varyansını

$$V(Y) = E(V(Y|X)) + V(E(Y|X))$$

şeklinde yazmak mümkündür (Casella ve Berger, 2002). Burada pozitif sayının beklenen değeri her zaman pozitif olacağından koşulsuz varyans değeri koşullu varyans değerinden büyük olacaktır. Koşullu varyansın daha avantajlı olduğunu göstermek için durağan AR(1) modeli

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

olmak üzere modelin parametreleri EKK ile tahmin edildikten sonra Y_{t+1} 'in öngörüsü yapıldığı varsayalım. Y'nin t değerleri verilmiş iken t+1'deki koşullu ortalaması

$$E_t(Y_{t+1}) = b_0 + b_1 Y_t \quad (7)$$

şeklindedir. Y_{t+1} öngörüsü için (7)'de verilen koşullu ortalama kullanılırsa öngörü hata varyansı

$$E_t[(Y_{t+1} - b_0 - b_1 Y_t)^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma^2 \quad (8)$$

elde edilir. Eğer koşulsuz öngörü kullanılırsa, koşulsuz öngörü her zaman $\{Y_t\}$ sürecinin uzun dönem ortalaması yani $b_0/(1-b_1)$ 'e eşit olur. Koşulsuz öngörü hata varyansı ise

$$E\left\{Y_{t+1} - b_0/(1 - b_1)\right\}^2 = E\left[(\varepsilon_{t+1} + b_1\varepsilon_t + b_1^2\varepsilon_{t-1} + b_1^3\varepsilon_{t-2} + \dots)^2\right] = \frac{\sigma^2}{(1 - b_1^2)} \quad (9)$$

olarak elde edilir. Koşullu olarak öngörülen Y_{t+1} için öngörü hata varyansı $V(Y_t) = \sigma^2$ ve koşulsuz olarak öngörülen Y_{t+1} için öngörü hata varyansı $V(Y_{t+1}|Y_t) = \sigma^2/(1 - b_1^2)$ olmaktadır. $1/(1 - b_1^2) > 1$ olduğundan koşulsuz öngörü koşullu öngörüye göre daha büyük bir varyansa sahiptir. Dolayısıyla koşullu öngörü tercih edilmektedir.

ARCH modeli olarak adlandırılan bu model için birinci dereceden durağan otoregresif model

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

olarak alındığında $Y_t = y_t$ verilmiş iken Y_{t+1} 'in koşullu varyansı

$$V(Y_{t+1}|Y_t = y_t) = E\left[(Y_{t+1} - b_0 - b_1 y_t)^2\right] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 \quad (11)$$

şeklinde ve σ^2 sabitine eşittir. Koşullu varyansın sabit olmadığı varsayımıyla Engle (1982), artıkların karelerini

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + v_t \quad (12)$$

şeklinde otoregresif yapıda modelleyerek koşullu varyansı tahmin edilebilmektedir. Burada v_t , σ^2 varyanslı ve sıfır ortalamalı beyaz gürültü sürecine sahiptir. Eğer $\alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$ ise tahmin varyansı α_0 olup sabittir. Aksi durumda Y_t 'nin koşullu varyansı (12) deki gibi ifade edilir. t değerleri verilmiş iken $(t+1)$ anındaki koşullu varyansın öngörüsü ise

$$E_t(\hat{\varepsilon}_{t+1}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_t^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t+1-q}^2 \quad (13)$$

olacaktır. Yukarıdaki (12) ile ifade edilen modele q dereceden ARCH modeli adı verilir. ARCH modelinin parametre tahminlerini, direk olarak (12)'de

verilen doğrusal modelin parametre tahminlerinden elde etmek çok da uygun değildir. Dolayısıyla $\{Y_t\}$ 'nin tanımladığı ARMA modeli ile koşullu varyans aynı anda en çok olabilirlik ile tahmin edilir (Engle, 1982). Bu tahminde (12) denkleminde verilen tanımlama yerine, genel olarak çarpımsal koşullu değişen varyans modeli kullanılmaktadır. Çarpımsal model

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2} \quad (14)$$

şeklinde önerilmektedir (Engle, 1982). Burada v_t , σ^2 varyanslı ve sıfır ortalamalı beyaz gürültü sürecine sahiptir ve ε_{t-1} ile kovaryansı sıfırdır. ε_t 'nin koşullu varyansı olan σ_t^2 'nin negatif olmamasını sağlamak için α_0 ve α_1 'in pozitif ve sabit olması gerekir. Ayrıca, koşullu varyansın modellendiği otoregresif yapının durağan olması için $0 < \alpha_1 < 1$ kısıtlaması yapılır.

Hata teriminin koşulsuz ve $t-1$, $t-2, \dots$ değerleri verilmiş iken t anındaki koşullu ortalaması sıfırdır. Ayrıca, $k \neq 0$ için $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-k}) = 0$ ise başka bir ifadeyle hatalar ardışık bağıntısız olsa da birbirinden bağımsız değildir ve koşullu varyansı kendisinin otoregresif yapısındadır. ε_{t-1} 'nin değeri sıfırdan uzaklaştıkça yani $\alpha_1(\varepsilon_{t-1}^2)$ büyüdükçe ε_t 'nin varyansı da büyümektedir. ε_t 'nin koşullu değişen varyansı $\{Y_t\}$ 'nin ARCH sürecine sahip olması demektir. Dolayısıyla ARCH model ile $\{Y_t\}$ 'nin oynaklığı modellenmiş olur.

Yukarıda tanımlanmaya çalışılan ARCH(1) modeli

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= v_t \sqrt{h_t} \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \end{aligned} \quad (15)$$

şeklinde ARCH (q) modeline genişletilebilir. Burada α_0 ve α_i 'nin pozitif ve sabit olması gerekir. Ayrıca, eğer ARCH süreci durağan ise $\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$ olacaktır.

2.1.2.1. ARCH Modelinin Parametre Tahmini

Serideki değişen varyansı tahmin etmek ya da EKK tahmincilerinden daha etkin tahmin ediciler bulmak için ARCH modelinin parametreleri tahmin edilmek istenebilir. ARCH modelleri en çok olabilirlik ya da genelleştirilmiş momentler yöntemi ile tahmin edilmektedir. Burada, literatürde genel olarak kullanılan en çok olabilirlik yöntemine yer verilecektir. Bu yöntemde, kullanılan olabilirlik fonksiyonu v_t 'nin dağılımına göre değişmektedir. v_t 'nin dağılımı, normal dağılım, t-dağılımı ya da genelleştirilmiş hata dağılımı (GED) varsayılmaktadır. GED'nin olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$G_t = \left(\left| \varepsilon_t / \sqrt{h_t} \right| - \lambda 2^{1/D} \Gamma(2/D) / \Gamma(1/D) - L_1 \left(\varepsilon_t / \sqrt{h_t} \right) \right) \quad \lambda = \left(2^{-2/D} \Gamma(1/D) / \Gamma(3/D) \right)^{1/2}$$

şeklindedir. Burada $\Gamma(\cdot)$ Gamma fonksiyonu, D dağılımın kuyruk şekli hakkında bilgi veren parametreyi gösterir.

Genelde v_t 'nin normal dağıldığı düşünülür. Burada da kolaylık sağlaması açısından, v_t 'nin ortalaması sıfır, varyansı bir olan normal dağılıma sahip olduğu varsayımı altında ARCH(1) modeli ele alınacaktır. Model, koşullu normal olduğu için log olabilirlik fonksiyonu

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln \sigma_t^2 - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2} \quad (16)$$

şeklinde olacaktır. Parametreler ile ilgili olarak olabilirlik fonksiyonu maksimize edilir. Bunun için $\sigma_1^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_0^2$ başlangıç değerine ihtiyaç vardır. En çok kullanılan ve en uygun yol y_0 ve x_0 üzerine koşullandırılan olabilirlik

fonksiyonunu maksimize etmektir. Diğer bir ifadeyle, elde 0'dan T'ye kadar örnek vardır ve sıfırıncı gözlem sadece σ_1^2 'in başlangıç değerinde kullanılır. Optimizasyon daha önce verilen kısıtlar altında çalışır. En çok olabilirlik tahminin aşamaları aşağıdaki gibi özetlenmiştir;

1. Adım: $Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$ nin parametreleri en küçük kareler ile tahmin edilir, b_0 ve b_1 tahminleri bulunur. Artıklar ve onların kareleri hesaplanır. Artıkların kareleri ve $\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + v_t$ modeli kullanılarak bu modelin parametreleri yine en küçük kareler ile hesaplanır ve α_0 ve α_1 bulunur.

2. Adım: $t=1, t=2, \dots$ için (10) eşitliğinden $\hat{\varepsilon}_t$ 'ler ve (13) eşitliğinden σ_t^2 'ler elde edilir. Daha sonra bu değerler ve (16) ile verilen olabilirlik fonksiyonu kullanılarak olabilirlik değeri hesaplanır.

3. Adım: Parametre tahmin değerleri elde edilir ve tekrar 2. Adıma geçilir. Olabilirlik oranı en yüksek değerine ulaşana kadar bu döngü devam eder. Olabilirlik değerini en çoklayan parametre tahminleri en iyi tahminler olarak alınır.

2.1.2.2. ARCH modelinin Eksik Yanları

ARCH modeli oynaklığın modellenmesinde kullanılan modellerin en basit halidir ve diğer oynaklık modellerinin temelini oluşturmaktadır. Ancak, uygun gecikme uzunluğu q -nun belirlenmesinde olabilirlik oranı ve buna benzer yöntemler kullanılsa da gecikme uzunluğunun belirlenmesinde hala iyi bir yöntem mevcut değildir. Belirlenen gecikme uzunluğu q , koşullu varyansdaki bağımlılığın hepsini karşılamalıdır. Bu durumda q çok büyük olabilir. Bu da çok geniş bir koşullu varyans modeline neden olacaktır.

Koşullu varyans modelinde ne kadar çok parametre olursa, bir veya birden fazla negatif parametre tahmin etme şansı o kadar çok olur. ARCH modellemesinde parametre tahminlerinin negatif olmama kısıtlaması bozulabilir. Bu problemin de üstesinden gelebilmek için GARCH modellemesine geçilmiştir.

ARCH modeli özellikle finansal serilerdeki oynaklığı her zaman tam anlamıyla modelleyememektedir. Gecikme uzunluğunun artması ya da gerekli kısıtların sağlanamaması ARCH modelinin genişletilmesi fikrini doğurmuştur.

2.1.3. GARCH Modeli

Öngörü hata varyansının her zaman otoregresif bir süreç olmadığını öne süren Bollerslev (1986), Engle(1982)'in ortaya attığı ARCH(q) modelini ARMA süreci olarak GARCH (Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans) modeline genişletmiştir. GARCH (1,1) modeli genel hali ile

$$h_t = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (17)$$

şeklinde. Burada h_t , anlık uyarlanmış varyans, α_0 , uzun dönem ortalama değer, $\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$, bir önceki dönemdeki oynaklık hakkında bilgi, $\beta_1 \sigma_{t-1}^2$, bir önceki dönemdeki modelden elde edilen uyarlanmış varyansdır.

GARCH modeli aslında, Y_t sürecinin koşullu hata varyansının ARMA süreci olarak modellenmesidir. GARCH modelinin daha çok kullanılmasının ve ARCH modeline tercih edilmesinin sebebi, bünyesinde daha az parametre içermesidir. Böylece, modelin, parametrelerin negatif olmama kısıtını ihmal etme şansı daha azdır. Örneğin, (17) eşitliği ile verilen GARCH(1,1) modelini yerine koyma yöntemiyle sonsuz dereceden ARCH modeli ($ARCH(\infty)$) olarak yazmak mümkündür.

GARCH(1,1) modelinde ε_t 'nin koşulsuz varyansı sabittir ve $V(\varepsilon_t) = \alpha_0 / (1 - (\alpha_1 + \beta_1))$ 'dır. Dolayısıyla varyansın tanımlı olması için $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ olması gerekir (Enders, 2004).

GARCH(1,1) olarak verilen tanımlama genelleştirilirse, GARCH(p,q) modeli

$$\begin{aligned}\varepsilon_t &= v_t \sqrt{h_t} \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}\end{aligned}\tag{18}$$

şeklinde verilmektedir. Burada ARCH modelinde olduğu gibi $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ ve $\beta_i \geq 0$ kısıtlamaları mevcuttur. Ayrıca GARCH sürecinin durağan olabilmesi için $\sum_{i=1}^{\max(q,p)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$ özelliğini sağlaması gerekir. Burada $i > q$ için $\alpha_i = 0$, $j > p$ için $\beta_j = 0$ 'dır (Tsay, 2002).

GARCH modelleri $ARCH(\infty)$ olarak yazılabildiği için tahmin süreci ARCH modellerindeki gibidir.

2.1.4. ARCH-M ve GARCH-M Modelleri

Sıradan ARCH ve GARCH modellerinde ortalama, koşullu varyanstan etkilenmemektedir. Beklenen getiri ile beklenen varyans arasındaki ilişki finans teorisinde oldukça önemli bir konudur. Eğer risk yani varyans zaman içerisinde sabit değilse ve getirinin koşullu beklenen değeri koşullu varyansın doğrusal bir fonksiyonu ise kullanılacak model Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH-M) modelleridir.

Engle v.d., (1987) ortalamanın kendi koşullu varyansından etkilendiği ARCH-M modelini

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (19a)$$

$$\mu_t = \beta + \delta h_t, \delta > 0 \quad (19b)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (19c)$$

şeklinde geliştirmişlerdir. Burada μ_t risk primi olmak üzere ve $\delta > 0$ ise getiriler pozitifdir ve geçmiş oynaklıktan etkilenmektedir. Eğer koşullu varyans sabit ise ARCH-M modeli geleneksel sabit risk primi modeline dönüşmektedir. (19c)'de h_t , ARCH(q) olarak modellenmiştir. Dolayısıyla (19a), (19b), (19c) modelleri ARCH-M modelini tanımlamaktadır. Eğer h_t ,

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (19d)$$

olarak verilmiş ise (19a), (19b), (19d) modelleri GARCH-M modeline dönüşmektedir.

Uzun dönem elde tutulan kağıdın beklenen getirisi risk primine eşit olmak zorundadır ($E_{t-1} Y_t = \mu_t$). Engle v.d., (1987) risk priminin ε_t 'nin koşullu varyansının artan bir fonksiyonu olduğunu varsaymışlardır. Yani, getirilerin büyük koşullu varyansı, kağıdı uzun süre elinde tutabilmek için daha fazla prime ihtiyaç duyar.

ARCH-M modelinin ARCH modellerinden temel farkı, değişen koşullu varyansların, hata terimi aracılığıyla dolaylı olarak değil, asıl denkleme girerek beklenen getiriyi doğrudan etkiliyor olmasıdır.

2.1.5. EGARCH ve EGARCH-M Modelleri

Finansal piyasalarda beklenen getiri, borsanın oynaklığı, başka bir ifadeyle koşullu varyansı ile ilişkilidir. Beklenen getiri ile beklenen oynaklık arasındaki ilişkinin bazen pozitif bazen negatif olması bu iki değişken arasında asimetrik ilişkinin varlığını ortaya çıkarmaktadır. Oynaklığın modellenmesinde geleneksel ARCH-GARCH modelleri asimetrik ilişkiyi bünyesinde bulundurmamaktadır. Dolayısıyla, asimetrik ilişkiyi de modele dahil eden yeni bir model Nelson (1991)'de EGARCH (Üssel Genişletilmiş Otoresgresif Koşullu Değişen Varyans) olarak geliştirilmiştir. Finansal piyasalarda iyi ve kötü haberler oynaklığı aşağı ve yukarı yönlü etkilemektedir. Finans literatüründe kaldıraç etkisi olarak da bilinen ve negatif haberlerin oynaklığı pozitif haberlere göre daha fazla etkilediğini ifade eden asimetrik ilişki yatırımcıların kararlarını etkin bir şekilde vermesi açısından oldukça önem arz etmektedir. Uygulamalarda bu asimetrik ilişkinin incelenmesinde genellikle EGARCH modelleri kullanılmaktadır. EGARCH modeli ayrıca koşullu varyanstaki kalıcı şoklarla ve bu şokların gelecekteki oynaklığı ne kadar etkileyeceği ile de ilgilenir. Nelson (1991)'de ε_t 'nin genelleştirilmiş hata dağılımına sahip olduğu varsayımı altında EGARCH(1,1)

$$Y_t = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad (20)$$

$$h_t = \exp(c + q_1 G_{t-1} + p_1 \log h_{t-1}) \quad (21)$$

$$G_{t-1} = \left| \varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} \right| - E \left| \varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} \right| - L \left(\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} \right) \quad (22)$$

$$f(\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}) = \frac{D \exp \left[- (1/2) \left| \varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} \right|^D \right]}{\lambda 2^{[(D+1)/D]} \Gamma(1/D)}, \quad \lambda = \sqrt{\frac{2^{(-2/D)} \Gamma(1/D)}{\Gamma(3/D)}} \quad (23)$$

şeklinde modellenmektedir. Burada, v_t beklenen değeri sıfır, varyansı 1 olan birbirinden bağımsız aynı dağılımlı rasgele değişkendir. EGARCH

modellemesinde tek kısıtlama p üzerinedir ve ARCH modellerinde olduğu gibi birden küçük olması gerekir. L , asimetrimin ölçüsüdür ve $L > 0$ ise kötü haberler oynaklığı artırır, $L < 0$ ise iyi haberler oynaklığı artırır. D dağılımın kuyruğunun şekli hakkında bilgi verir. Eğer $D < 0$ ise dağılım ince bir kuyruğa sahip olduğunu, $D > 0$ ise kalın kuyruklu bir dağılım yani basık bir dağılım olduğunu işaret eder.

Yukarıda (20) ile verilen denkleme ortalama teriminin eklenmesi ile

$$Y_t = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i Y_{t-i} + \mu \sqrt{h_t} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \sqrt{h_t} v_t \quad (24)$$

(24), (21), (22), (23) ile EGARCH-M modeli tanımlanmış olur. Burada yine μ riskin piyasa fiyatı ve $\mu \sqrt{h_t}$ ise risk primidir. $\sqrt{h_t}$ pozitif ise yatırımcılar risk almaktan kaçınmamakta, negatif ise yatırımcılar risk almaktan kaçınmaktadır.

2.2. ARCH MODELLERİ İÇİN GÜÇLÜLÜK TESTLERİ

Tahmin edilen parametreler hakkında istatistiksel çıkarımların yapılabilmesi için modelden elde edilen artıkların beyaz gürültü sürecine uyması gerekir. Başka bir ifadeyle artıkların sıfır ortalama ve sabit varyanslı birbirinden bağımsız aynı dağılıma sahip olması gerekir. Artıkların bu özellikleri sağlayıp sağlanmadığının araştırılmasında kullanılan testler literatürde güçlülük testleri olarak geçmektedir. Artıklar ve standartlaştırılmış artıklar için kullanılan testler aşağıda özetlenmeye çalışılmıştır.

2.2.1. Artıkların Ardışık Bağımlılığı İçin Testler

Artıkların Örnek Ardışık Bağımlılık Fonksiyonları (ACF) Grafiğinin İncelenmesi: Artıkların örnek ardışık bağımlılık değerleri

$$r_k(\hat{\varepsilon}) = \frac{\sum_{t=k+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t+k}}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}, \quad k=1,2,3,\dots \quad (25)$$

formülasyonu ile elde edilebilir. Burada T , gözlem sayısı, k , gecikme sayısıdır. Buradan elde edilen ACF ($r_k(\hat{\varepsilon})$) değerlerine bakılarak artıkların ardışık bağımlı olup olmadığına karar verilebilir. Box ve Jenkins (1970) örnek ardışık bağımlılıklarının birbirinden bağımsız ve $1/T$ varyansına sahip olduğunu göstermişlerdir. Dolayısıyla normallik varsayımı altında %5 anlamlılık düzeyinde $(-1.96/\sqrt{T}; 1.96/\sqrt{T})$ güven aralığı dışında ise artık ardışık bağımlılıkları sıfırdan farklıdır (Franses ve Dijk, 2004).

Ljung-Box Q Testi: Artıkların ardışık bağımlılık testinde kullanılan bir diğer yöntem ilk m artık ardışık bağımlılığının ortak testine dayanan Ljung-Box Q Testidir. Ljung ve Box (1978) tarafından Q istatistiği

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{k=1}^m (T-k)^{-1} r_k^2(\hat{\varepsilon}) \quad (26)$$

olarak tanımlanmıştır. Burada $r_k(\hat{\varepsilon})$, örnek ardışık bağımlılık değeridir. ARMA(p,q) modelinden elde edilen artıkların 1'den m 'e kadarki gecikmelerinde ardışık bağımlılığın olmadığını söyleyen yokluk hipotezi altında Q istatistiği asimptotik olarak $(m-p-q)$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir (Franses ve Dijk, 2004). Burada p , ARMA modelinin AR kısmının gecikme uzunluğu, q ise MA kısmının gecikme uzunluğudur.

Lagrange Çarpanı (LM): AR(p) modelinin AR(p+r) veya ARMA (p,q) modeline karşı testinde

$$\hat{\varepsilon}_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \dots + \beta_r \hat{\varepsilon}_{t-r} + v_t \quad (27)$$

regresyonu kullanılır. Burada $\hat{\varepsilon}_t$ 'ler AR(p) modelinin artıklarıdır ve $t \leq 0$ için $\hat{\varepsilon}_t = 0$ 'dır. $H_0: \beta_1 = \dots = \beta_s = 0$ yokluk hipotezinin doğrulu varsayımı altında TR^2 değeri asimptotik olarak s serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahiptir. Genellikle küçük örneklerde daha iyi sonuçlar alınabilmesi için F istatistiği de kullanılabilir (Franses ve Dijk, 2004).

2.2.2. Artıkların Varyansının Sabitliğine İlişkin Testler

Artıkların test edilmesi gereken diğer bir özelliği ise varyanslarının sabit olup olmadığıdır. Artıkların varyansı sabit olmaz ise değişen varyans söz konusu olur ki bu durumda parametrelerin tahmininden elde edilen t istatistikleri geçerli olmaz. Değişen varyans, koşullu ortalama da gerçek olmayan bir doğrusal olmamayı meydana getirir. Artıkların sabit varyans testinde birçok istatistik mevcuttur. Bunlardan en basiti, t noktasında ciddi bir değişimin olduğu bir örnekte varyans

$$\sigma_t^2 = \begin{cases} \sigma_1^2, & t \leq \tau \\ \sigma_2^2, & t > \tau \end{cases} \quad (28)$$

olarak tanımlansın ve $1 < \tau < T$ için varyans σ_t^2 olsun. $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_t^2$ regresyonunda $\alpha_1 = 0$ 'ı test etmekle sabit varyans yokluk hipotezi test edilmiş olmaktadır (Franses ve Dijk, 2004).

McLeod Testi: Varyansın sabitliği testinde kullanılan diğer bir test istatistiği McLeod ve Li (1983) tarafından geliştirilmiştir ve temelde Q istatistiğine dayanmaktadır. Bu test istatistiği artıkların karelerinin ardışık bağılılık değerleri üzerine tahsis edilmiştir ve

$$Q = T(T+2) \sum_{i=1}^m (T-k)^{-1} r_k^2(\hat{\varepsilon}^2) \quad (29)$$

ile verilmektedir. ARMA(p,q) modelinden elde edilen artıklara uygulandığında ve bu artıkların karalar birbirleriyle ilişkisiz ise Q değeri asimptotik olarak (m-p-q) serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir (Franses ve Dijk, 2004).

2.2.3. Artıkların Normallik Testi

Jarque-Bera (JB) Normallik Testi: Artıklar üzerine yapılan en büyük varsayım, artıkların birbirinden bağımsız benzer ve ortalaması sıfır, varyansı σ^2 olan normal dağılıma sahip olmasıdır. Bu varsayım ile kullanılacak t istatistikleri geçerli olmaktadır. Tahmin edilen artıkların j-inci momenti

$$\hat{m}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^j \quad (30)$$

olarak tanımlanırsa $\hat{\varepsilon}_t$ 'nin çarpıklık ve basıklığı sırasıyla

$$\hat{SK}_{\varepsilon} = \frac{\hat{m}_3}{\sqrt{\hat{m}_2^3}} \quad (31)$$

$$\hat{K}_{\varepsilon} = \frac{\hat{m}_4}{\hat{m}_2^2} \quad (32)$$

ile hesaplanır. Normal dağılımda çarpıklık 0, basıklık 3'e eşittir. $\hat{\varepsilon}_t$ 'lerin normalliği ve otokorelasyonsuz olduğu yokluk hipotezi altında standartlaştırılmış basıklık $\sqrt{T/6} \hat{SK}_{\varepsilon}$ ve çarpıklık $\sqrt{T/24} (\hat{K}_{\varepsilon} - 3)$ tır. Normalliği sınamak için

$$JB = \frac{T}{6} \hat{SK}_{\varepsilon}^2 + \frac{T}{24} (\hat{K}_{\varepsilon} - 3)^2 \quad (33)$$

test istatistiği önerilmiştir ve bu değer $\chi^2(2)$ dağılımına sahiptir. Normallik reddedildiğinde, artıklar sabit varyanslı değildir ve doğrusal olmayan modeller ile modellenmelidir (Franses ve Dijk, 2004).

P-P (Probability-Probability) ve Q-Q (Quantile-Quantile) Eğrileri: Bu eğriler, verilerin, tanımlanan dağılıma uyup uymadığının araştırılmasında kullanılır. P-P eğrisi, tanımlanan dağılımın kümülatif oranlarına karşın değişkenin kümülatif oranları çizilerek elde edilir. Q-Q eğrisi de benzer şekilde tanımlanan dağılımın yüzdeliklerine karşın verilerin dağılımının yüzdeliklerinin çizilmesi ile elde edilir. Her iki eğride de, eğer veriler tanımlanan dağılıma uygun ise doğrusal bir yapı sergilemektedir (Hun Myoung, 2006).

Kolmogorov-Smirnov Testi: Bu test rasgele elde edilmiş örnek bir verinin belirli bir dağılıma (uniform, normal veya poison) uyup uymadığını test etmek amacıyla kullanılır. Prensip olarak bu test, örnek verinin kümülatif dağılım fonksiyonunun öne sürülen kümülatif dağılım fonksiyonuyla karşılaştırılması esasına dayanır. Bu test yardımıyla bir örneklemden toplanan verilerin normal dağılım sergileyip sergilemediğini incelemek mümkündür. Bu test için, ilk olarak gözlenen değer olasılık seviyeleri ile seçilen dağılım ilişkilerinden hesaplanan olasılık seviyeleri elde edilir. Gözlenen değer olasılıkları için, veri büyükten küçüğe doğru sıralanır ve her birine sıra sayısı (i) atanır. Daha sonra her bir gözlenen değer olasılık seviyesi $P(X) = i/T$ ile elde edilir. Diğer yandan tanımlanan dağılımdan olasılık seviyeleri ($F(x)$) hesaplanır. Daha sonra $D = |P(X) - F(X)|$ değerleri arasından en büyüğü belirlenir. Olasılık seviyeleri hesaplanırken söz konusu olasılık dağılımlarının parametreleri örneklerden tahmin edildiği için, Lilliefors tablosundan belirlenen anlamlılık düzeyi ve toplam gözlem sayısına (T) göre alınan D_{tablo} ile hesaplanan D_{maks} değeri karşılaştırılır. Buna göre $D_{\text{maks}} < D_{\text{tablo}}$ ise gözlenen değerler ile hesaplanan değerlerin aynı yığından geldiği, birbirine uyduğu ve uygulanan olasılık dağılımının bu verilere uygunluk gösterdiği belirtilir (Gamgam, 1998).

2.2.4. Standartlaştırılmış Artıklar için Ardışık Bağımlılık Testi

GARCH modelleri için yapılan varsayımlardan birisi $\hat{Z}_t = \hat{\varepsilon}_t \hat{h}_t^{-1/2}$ ile standartlaştırılmış artıkların birbirinden bağımsız ve benzer dağılıma sahip olmasıdır. Standartlaştırılmış artıklar da ardışık bağımlılık içerebilir. Bunun yine test edilmesi gerekmektedir. $\hat{X}_t$ 'ler, $\hat{h}_t$ 'lerin bir fonksiyonu olmak üzere

$$\hat{Z}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 \hat{Z}_{t-1}^2 + \dots + \phi_s \hat{Z}_{t-s}^2 + \lambda' \hat{X}_t + u_t \quad (34)$$

regresyonunda $H_0 : \phi_1 = \dots = \phi_s = 0$ yokluk hipotezi altında TR^2 değeri asimptotik olarak s serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir (Franses ve Dijk, 2004).

2.2.5. Standartlaştırılmış Artıklar için Parametrik Olmayan Testler

Koşullu varyanstaki asimetri yapıyı ortaya çıkarmak için Engle ve Ng (1993) tarafından işaret sapma, negatif sapma ve pozitif sapma testlerini geliştirmişlerdir. Bu test istatistikleri standartlaştırılmış artıkların karelerinden elde edilir. Hesaplamalarda iki farklı kukla değişken kullanılmaktadır. Bunlar,

$$m_t = \begin{cases} 1, & \text{standartlaştırılmış artıklar negatif ise} \\ 0, & \text{diğer hallerde} \end{cases}$$

$$p_t = \begin{cases} 1, & \text{standartlaştırılmış artıklar pozitif ise} \\ 0, & \text{diğer hallerde} \end{cases}$$

şeklinde. Bu testlerden işaret sapma testi, negatif ve pozitif şokların oynaklık üzerinde model tarafından öngörülemeyen asimetrik etkisini test eder. Bunun için standartlaştırılmış hata karelerin, sabit terim ve m_t üzerine regresyonu yapılır ve $m_t=0$ yokluk hipotezi (standartlaştırılmış artıklarda

negatif etkinin olmadığı) t istatistiği ile test edilir. Negatif sapma testinde modelin büyük ve küçük negatif şokların etkisini nasıl yakaladığını test etmektedir. Bunun için standartlaştırılmış hata karelerin, sabit terim ve $m_t \hat{\varepsilon}_{t-1}$ üzerine regresyonu yapılır ve $m_t \hat{\varepsilon}_{t-1}$ katsayısının sıfıra eşitliği t istatistiği ile test edilir. Pozitif sapma testinde, büyük ve küçük pozitif şoklar ile mümkün olabilecek sapmaları test eder. Bunun için yine standartlaştırılmış hata karelerin, sabit terim ve $p_t \hat{\varepsilon}_{t-1}$ üzerine regresyonu yapılır ve $p_t \hat{\varepsilon}_{t-1}$ katsayısının sıfıra eşitliği t istatistiği ile test edilir. Ayrıca standartlaştırılmış hata karelerinin, sabit terim m_t , $m_t \hat{\varepsilon}_{t-1}$ ve $p_t \hat{\varepsilon}_{t-1}$ üzerine regresyonu sonunda katsayıların ortak olarak sıfıra eşitliği F testi ile test edilebilir (Franses ve Dijk, 2004).

2.3. STOKASTİK OYNAKLIK MODELLERİ VE TAHMİNLERİ

ARCH modellerine alternatif olarak kullanılan SV modeli ilk defa Taylor'un (1980, 1982) çalışmaları ile literatüre girmiştir. SV model, oynaklık sürecinin gözlenemeyen bir değişken olduğu varsayımı altında ortaya çıkmıştır. SV modelinde oynaklık bazı stokastik fark denklemlerine veya bazı kesikli rasgele süreçlere göre rasgele değişmektedir. Oynaklığın modellenmesinde kullanılan diğer ARCH-GARCH modelleri SV modelinin özel birer halleridir. GARCH modelleri koşullu varyansı gözlenebilir bir fonksiyon şeklinde direkt olarak modellemektedir, ancak SV modellerinde varyans gözlenemeyen bir değişken olarak stokastik yapıda modellenir.

SV modelleri finans alanında en çok fiyatlandırma uygulamalarında kullanılmaktadır. Çünkü modern finans sürekli-zaman stokastik süreçlerine dayanmaktadır ki bunun için en iyi yöntem SV modelleridir. Ayrıca SV modellerinin bir diğer avantajı modelin özelliklerinin kolay ve genel olmasıdır.

Ancak parametre tahminindeki zorluklardan dolayı uygulamalarda çok fazla kullanılamamaktadır.

GARCH ve SV modellerinin kıyaslanmasına ilişkin literatürde birkaç çalışma mevcuttur. Bunlardan Chib v.d. (2002) Monte Carlo tekniğini kullanarak, Boscher v.d. (2000) ve Hol ve Koopman (2002) ise ampirik çalışmalarında bu iki tip modeli kıyaslamışlar ve SV modellerinin GARCH modellerine göre daha iyi bir öngörü performansına sahip olduğunu göstermişlerdir.

Literatürde SV modelini farklı biçimlerde görmek mümkündür. Örnek olarak ortalama etkisini modele dahil eden ve Koopman ve Uspensky (2002) tarafından geliştirilen SVM modeli, bir diğeri ise varyans denklemine dışsal bir açıklayıcı değişkenin eklendiği ve Hol ve Koopman (2002) tarafından geliştirilen SVX modeli söylenebilir. Çalışmanın bu bölümünde stokastik oynaklık modellerinden SV ve SVM modellerine yer verilecektir.

2.3.1. SV Modeli

Stokastik oynaklık modeli için ortalama denklemi en genel hali ile

$$Y_t = \mu_t + \sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0,1) \quad (37)$$

$$\mu_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{i,t} \quad (38)$$

şeklinde verilmektedir (Koopman ve Uspensky, 2002). Burada μ_t ortalama, α_0 sabit terim ve $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k$ regresyon parametreleridir. Hata terimi, ε_t , ortalaması sıfır ve varyansı bir olan birbirinden bağımsız normal dağılıma sahiptir. Dolayısıyla, ortalamadan arındırılmış seriyi, birim varyanslı beyaz gürültü süreci ve oynaklık sürecinin çarpımı olarak ifade etmek mümkündür. SV modeli, bilinmeyen oynaklığın zaman içinde stokastik olarak değiştiğini

varsaymaktadır. SV modelinde de EGARCH modelinde olduğu gibi koşullu varyansın pozitif tanımlı olmasını sağlamak amacıyla varyans logaritmik olarak kullanılır. Burada varyans gözlenemeyen bir bileşen olarak alınır ve durum-uzay modeli olarak modellenir. ARCH ve GARCH modellerinin tersine, koşullu oynaklık logaritmik olarak alınarak otoregresif model şeklinde modellenir. SV modelinde, hem ortalama denklemi hem de log-oynaklık modeli olarak ifade edilen logaritmik varyans modeli de hata terimine sahiptir¹. SV modeli için varyans denklemi

$$\sigma_t^2 = \sigma^{*2} \exp(h_t) \quad (39)$$

şeklinde yazılabilir. Burada, σ^* , pozitif ölçekleme faktörüdür. Oynaklık süreci σ_t^2 , pozitif ölçeklendirme katsayısı σ^* ile üssel stokastik süreç h_t 'nin çarpımı şeklinde tanımlanmaktadır. Burada $h_t = \ln(\sigma_t^2 / \sigma^{*2})$ olmak üzere, h_t stokastik süreci birinci dereceden otoregresif model olarak

$$h_t = \phi h_{t-1} + \sigma_\eta \eta_t, \quad \eta_t \sim \text{NID}(0,1) \quad (40)$$

ifade edilmektedir. Log-oynaklık sürecinin varyansı, σ_η^2 , gelecek oynaklığın belirsizliğini ölçer. Eğer $\sigma_\eta^2=0$ ise SV modeli tanımsızdır. ϕ parametresi oynaklıktaki şokların kararlılığını ölçmektedir. ϕ değeri bire yaklaştıkça, σ_η^2 değeri de sıfıra yaklaşacak; $\phi=1$ olduğunda $\sigma_\eta^2=0$ olacaktır bu da oynaklığın zaman içinde sabit olacağı yani Y_t 'nin sabit varyansa sahip olacağı anlamına gelecektir. Ayrıca, oynaklık süreci σ_t^2 'nin buna bağlı olarak Y_t 'nin durağan olması için, süreklilik parametresi ϕ 'nin pozitif ve birden küçük değer alması gerekmektedir ($|\phi|<1$) (Harvey ve Streibel, 1998). Hata terimleri ε_t ve η_t eşzamanlı olarak ilişkisizdir. Log-oynaklık sürecin koşulsuz varyansı

¹ SV modeli için Taylor (1994), Ghysels, Harvey ve Renault (1996) ve Shephard (1996) çalışmaları başvurulacak temel kaynaklardır.

$$\frac{\sigma_{\eta}^2}{(1-\phi^2)} \quad (41)$$

şeklindedir. Yukarıda (40) ve (41) ile verilen denklemler kullanılarak SV modeli

$$\begin{aligned} \ln \sigma_t^2 &= \ln \sigma^{*2} + h_t \\ &= \ln \sigma^{*2} + \phi(\ln \sigma_{t-1}^2 - \ln \sigma^{*2}) + \sigma_{\eta} \eta_t \\ &= (1-\phi) \ln \sigma^{*2} + \phi \ln \sigma_{t-1}^2 + \sigma_{\eta} \eta_t \end{aligned} \quad (42)$$

şeklinde tekrar yazılabilir. SV ve GARCH modellerinde ortalama ve koşullu varyans denklemi eş zamanlı olarak modellenmelidir (Pagan ve Ullah, 1988). Fakat iki model arasındaki en önemli fark, ortalama ve koşullu varyans denklemindeki ε_t ve η_t terimleri, σ_t^2 varyans sürecinde direkt olarak gözlenir (Koopman ve Uspensky, 2002). GARCH modellerinde sadece ortalama denkleminde hata terimi olduğundan ve varyans t-1 zamanına kadarki bilgi üzerine koşullandırıldığı için deterministik modellerdir. SV modelinde, Y_t 'nin ortalamadan sapmaları GARCH modelindeki tek bir bozucu terimine karşılık iki bozucu terimle ifade edilmeye çalışılır.

SV modeli, Y_t 'lerin karelerinin logaritması alınarak

$$\log(Y_t^2) = \mu + h_t + \xi_t \quad (43)$$

$$h_t = \phi h_{t-1} + \eta_t \quad (44)$$

biçiminde doğrusal bir model haline getirilebilir. Burada $\mu = \log(\sigma^{*2}) + E(\log(\varepsilon_t^2))$, $h_t = \log(\sigma_t^2)$ ve $\xi_t = \log(\varepsilon_t^2) - E(\log(\varepsilon_t^2))$ şeklindedir. Yukarıda (43) ve (44) ile verilen model normal olamayan durum uzay modelidir ve (43) nolu denklem gözlem denklemi, (44) nolu denklem ise durum denklemidir. Gözlem denklemindeki ξ_t 'nin özellikleri ε_t 'nin dağılımına bağlıdır. Eğer ε_t normal dağılımına sahip ise ξ_t ,

$\sigma_\varepsilon^2 = V(\log(\varepsilon_t^2)) = \frac{\pi^2}{2}$ varyanslı $\log \chi_1^2$ dağılımına sahiptir (Abramowitz ve Stegun, 1970).

2.3.2. SVM Modeli

Ortalamanın etkisini varyansa dahil etmek için, model, ortalamada stokastik oynaklık modeli (stochastic volatility-in-mean) (SVM) olarak genişletilmiştir (Koopman ve Uspensky, 2002). SVM modelindeki ortalama denklemi

$$\mu_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{i,t} + \beta \sigma^{*2} \exp(h_t) \quad (45)$$

şeklinde tanımlanabilir. Burada β risk primi katsayısıdır. Bununla birlikte β parametresi, getiri ile oynaklık arasındaki ilişkiyi ve aynı zamanda oynaklıktaki geri besleme etkisini ölçer. Yukarıda tanımlanan (37), (40), (41) ve (45) eşitlikleri kullanılarak SVM modeli

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \beta \sigma^{*2} \exp(h_t) + \sigma^* \exp(0.5h_t) \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0,1) \quad (46)$$

$$h_t = \phi h_{t-1} + \sigma_\eta \eta_t, \quad \eta_t \sim \text{NID}(0,1)$$

şeklinde ifade edilir. Burada yine hata terimleri ε_t ve η_t eşzamanlı olarak ilişkisizdir ve $|\phi| < 1$ dir.

2.3.3. SV Modelinde Parametre Tahmini

SV modelleri teorik olarak tercih edilen bir model olsa da etkin bir parametre tahmin edicileri üzerine hala çalışılmaktadır. Tahmin aşamasında temel problem, gizli ya da gözlenemeyen oynaklık sürecin modele doğrusal

olmayan yapıda girmesidir. Bu da olabilirlik fonksiyonunu çok boyutlu integral çözümlerine dayandırmaktadır. Bu zorluğun üstesinden gelecek şekilde geliştirilen metotlar genel olarak iki sınıfta toplanabilir. İlk grup direkt olarak Y_t 'nin istatistiksel özelliklerine dayanan tahmin yöntemleri ki bunlar: i) Momentler yöntemine dayalı tahmin ediciler: ii) En çok olabilirlik yöntemine dayanan tahmin ediciler iii) Yardımcı modellere dayanan tahmin edicilerdir. İkinci grup ise $\log(Y_t^2)$ serisine dayanan (43) ve (44) doğrusal modellerini kullanan tahmin yöntemleridir. Broto ve Ruiz (2005) çalışmalarında SV modeli için kullanılan tahmin yöntemlerinin avantajlarını ve sınırlılıklarını değerlendirmişlerdir. Bu çalışmada verilen özet tablolara burada da yer verilmiştir.

Tablo 1. Y_t serisine dayanan SV modelinin parametrelerinin tahmin edicileri ve özellikleri

Yöntem	Yazarlar	Asimptotik özellikleri	Sonlu Örneklemdeki Denemeler	Avantajları/Sınırlılıkları
GMM (Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi)	Taylor (1986) Melino ve Turnbull (1990)	Tutarlı ve asimptotik olarak normal	Etkinlik momentlere bağlı MCMC den daha az etkin	h_t için iyi bir tahmin değil 1 e yaklaşan ϕ için iyi sonuçlar vermez
SMM (Simüle Edilmiş Momentler Yöntemi)	Duffie ve Singleton (1993)	Tutarlı ve asimptotik olarak normal	Uygun Değil	Analitik momentler kullanılamaz
Önem Örnekleme (Importance Sampling)	Geweke (1994)	Simülasyon temelli	Uygun Değil	T büyükse veya h_t nin boyutu birden büyükse iyi sonuçlar vermez (a), (e)
MCMC (Markov Zinciri Monte Carlo)	Jacquier, Polson ve Rossi (1994) Kim, Shephard ve Chib (1998)	Simülasyon temelli	GMM ve QML den çok daha etkindir	(b), (c), (d), (e)
SML (Simüle Edilmiş En Çok Olabilirlik Yöntemi)	Danielsson ve Richard (1993)	En çok olabilirlik yöntemine benzer	Uygun Değil	(b), (c), (e)
ML (En Çok Olabilirlik Yöntemi)	Fridman ve Harris (1998)	En çok olabilirlik yöntemine benzer	GMM ve QML den daha iyidir SML, MCMC ve SEM ile benzerdir	Yakınsaması yavaştır (b), (e)
NFML (Doğrusal olmayan Filtreleme ile En Çok Olabilirlik Yöntemi)	Watanabe (1999)	En çok olabilirlik yöntemine benzer	GMM ve QML den daha iyidir SML, MCMC ile benzerdir	Yakınsaması yavaştır (a), (e)
Dolaylı Çıkarım	Gourieroux, Monfort ve Renault (1993)	Tutarlı ve asimptotik olarak normal	MCMC ve SEM daha iyidir	(b)
EMM (Momentlerin Etkin Metodu)	Gallant, Hsieh ve Tauchen (1997)	Tutarlı ve asimptotik olarak normal	GMM den daha iyidir MCMC daha iyidir	
(a) koşullu ortalamadaki dinamikler (b) kalın kuyruk dağılımlı hatalar (c) çok değişkenli yayılım (d) kaldırıcı etkisi (e) gizli oynaklığın tahmini				

Tablo 2. $\log(Y_t^2)$ serisine dayanan SV modelinin parametrelerinin tahmin edicileri ve özellikleri

Yöntem	Yazarlar	Asimptotik özellikleri	Sonlu Örneklemdeki Denemeler	Avantajları/Sınırlılıkları
QML (Yarım En Çok Olabilirlik Yöntemi)	Harvey, Ruiz ve Shephard (1994) Ruiz (1994)	Tutarlı ve asimptotik olarak normal	Etkin değil	(b), (c), (d), (e)
SEM (Simüle Edilmiş Beklenen En Çoklama)	Kim ve Shephard (1994)	Simülasyon temelli	En çok olabilirlik yöntemi ile benzer	
KSC	Kim, Shephard, ve Chib (1998)	Simülasyon temelli	Uygun değil	(b), (e)
MCL (Monte Carlo Olabilirlik)	Sandmann ve Koopman (1998)	En çok olabilirlik yöntemine benzer	MCMC ile benzer	(a), (b), (e)
ECF (Gözlemsel Karakteristik Fonksiyon)	Singleton (2001) Knight ve Yu (2002)	Güçlü tutarlı ve asimptotik olarak normal	Uygun değil	(d)
(a) koşullu ortalamadaki dinamikler (b) kalın kuyruk dağılımlı hatalar (c) çok değişkenli yayılım (d) kaldıraç etkisi (e) gizli oynaklığın tahmini				

Literatürde SV modeli parametre tahminlerinde kullanılan başka yöntemler de mevcuttur. Bunların bir kısmını Bayesian tahmin yöntemleri oluşturmaktadır. Diğer bir tahmin yöntemi ise temelinde önem örnekleme (Importance Sampling) adı verilen Monte Carlo tekniğine dayanan yöntemlerdir. Hızlandırılmış normal önem örnekleme (AGIS) tekniği Danielsson ve Richard (1993) tarafından önerilmiştir. En çok olabilirlik yönteminde karşılaşılan çok boyutlu integral hesabı probleminin üstesinden gelmeye çalışan bu yöntem SV modeli için daha doğru parametre tahminleri vermektedir. Bu teknik daha sonra Richard ve Zhang (1996, 1997, 1998) çalışmalarında geliştirilmiş ve etkin önem örnekleme (EIS) tekniği olarak SV modelinin parametre tahmininde kullanılmıştır. Önem örnekleme tekniği son yıllarda oldukça sık kullanılan bir yöntem olmuştur. Bu çalışmada da, Shephard ve Pitt (1997) ve Durbin ve Koopman (1997) tarafından geliştirilen “Tam En Çok Olabilirlik- Monte Carlo Önem Örnekleme Metodu” kullanılacaktır.

Serinin karelerinin logaritması alınarak elde edilen ve (43) ve (44) ile verilen doğrusallaştırılmış durum uzay modelinde, gözlem denkleminin hata terimi Normal olmayan bir dağılıma sahiptir. SV model gibi Normal olmayan modeller için Monte Carlo Olabilirlik (MCL) yaklaşımı önemli örneklem tekniğine dayanır (Ripley, 1987). Durbin ve Kopman (1997), normal olmayan dağılıma sahip hata terimli durum uzay modelinin olabilirlik fonksiyonunu

$$\ln L(Y|\psi) = \ln L_G(Y|\psi) + \ln E_G \left[\frac{p_{\text{doğru}}(\varepsilon|\psi)}{p_G(\varepsilon|\psi)} \right] \quad (47)$$

şeklinde tanımlamıştır. Burada $\psi = (\alpha, \beta, \sigma_\eta, \sigma_\varepsilon)'$, $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_T)'$ $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T)'$ dir. $\ln L_G(Y|\psi)$, normal dağılımına yaklaşan modelin log olabilirlik fonksiyonu, $p_{\text{doğru}}(\varepsilon|\psi)$, gözlem denklemi hata teriminin yoğunluk fonksiyonu olup basit SV modelinde $\ln(\chi^2_1)$ dağılımına sahiptir. $p_G(\varepsilon|\psi)$ yaklaşık modelin hata teriminin normal yoğunluk fonksiyonudur. E_G , yaklaşık

model ile ilişkilendirilen $p_G(\varepsilon|Y, \psi)$ önem yoğunluğunun beklenen değerini temsil eder. Bu eşitlik, normal olmayan log olabilirlik fonksiyonunun, normal yaklaşık modelinin log olabilirlik fonksiyonu ile doğru modelle ilgili normal varsayımlarından sapmalar için düzeltme teriminin toplamı olarak verilebileceğini göstermektedir. Bu eşitliğin yansız tahmini Durbin ve Koopman (1997)'de

$$\ln \hat{L}(\psi) = \ln L_G(Y|\psi) + \ln \bar{w} + \frac{s_w^2}{2T\bar{w}^2} \quad (48)$$

olarak elde edilmiştir. Burada $\bar{w}$ ve s_w^2 değerleri Durbin ve Koopman (1997)'nin algoritması ile elde edilir. Bu algoritma aşağıdaki gibi açıklanabilir:

1. Adım: Uygun örnekleme planı ile $p_G(\varepsilon|Y, \psi)$ önem yoğunluğuna dayanan Normal yaklaşık model seçilir. Bu adım aşağıdaki gibi özetlenebilir:

Daha iyi bir yoğunluk $\xi_t \sim (0, \tilde{H}_t)$ olmak üzere (43) ve (44) den

$$\left[\ln p_{\ln \chi_1^2}(\varepsilon|\psi) - \ln p_G(\varepsilon|\psi) \right] \quad (49)$$

şeklinde elde edilebilir. Bu değeri $\hat{\varepsilon} = E(\varepsilon|Y, \psi)$ komşuluğunda sabit yapmak için, $\tilde{H}_t$ skaler varyansı seçilir. Düzgünleştirilmiş hata terimleri $\hat{\varepsilon} = (\hat{\varepsilon}_1, \dots, \hat{\varepsilon}_T)'$ Kalman Filtresi ile elde edilir. Yaklaşık modelin $\tilde{H}_t$ varyansının seçimi, log yoğunluk fonksiyonunun türevinin $\hat{\varepsilon}$ 'daki değeri ile elde edilir. Yani,

$$\tilde{H}_t = \frac{2\hat{\varepsilon}_t}{e^{\hat{\varepsilon}_t} - 1}, \quad t = 1, \dots, T \quad (50)$$

şeklindedir. Bu, başlangıç değeri $\tilde{H}_t^{(0)} = \pi^2/2$, $t = 1, \dots, T$ kullanılarak ardışık yöntemle çözülür. ψ parametre vektörü verildiğinde, K iterasyonla, Kalman

düzgünleştirme ile $\hat{\varepsilon}_t$ ve (38) eşitliği kullanılarak $\tilde{H}_t^{(k)}$ hesaplanan değerleri elde edilir.

2. adım: Kalman Filtresi düzgünleştirmesi ile $\ln L_G(Y|\psi)$ ve $\hat{\varepsilon} = E(\varepsilon|Y, \psi)$ hesaplanır. Kalman Filtresi algoritması ekte verilmiştir.
3. adım: $p_G(\varepsilon|Y, \psi)$ önem yoğunluğundan $\varepsilon^{(i)} = (\varepsilon_1^{(i)}, \dots, \varepsilon_T^{(i)})$ örnekleme türetilir.
4. adım: Karşıt örneklem $\tilde{\varepsilon}^{(i)} = 2\hat{\varepsilon} - \varepsilon^{(i)}$ elde edilir.
5. adım: $w^{(i)} = \frac{w(\varepsilon^{(i)}) + w(\tilde{\varepsilon}^{(i)})}{2}$, $w(\varepsilon) = \frac{p_{\ln \chi^2_1}(\varepsilon|\psi)}{p_G(\varepsilon|\psi)}$ hesaplanır.
6. adım. 3-5 adımları T örneklem çekilene kadar tekrarlanır.
7. adım: $w^{(i)}$ lerin örneklem ortalaması $\bar{w}$ ve örneklem varyansı s_w^2 hesaplanır.

Modelin ψ parametrelerinin MCL tahminleri (48) eşitliğinin sayısal optimizasyonu ile elde edilir. Yaklaşık modelin log olabilirlik fonksiyonu, $L_G(Y|\psi)$, başlangıç değerin elde edilmesinde kullanılabilmektedir. T arttıkça yakınsama daha doğru olmaktadır.

SV ve SVM modellerinin parametre tahminlerindeki bu zorluklar nedeniyle uygulamada kullanımı çok fazla değildir. Ancak bu modellerin parametre tahminlerine ilişkin yazılan programlar uygulama alanlarını genişletmeye başlamıştır.

BÖLÜM 3

UYGULAMA

Finans teorisine göre oynaklığın yükselmesi risklerin de artmasını beraberinde getirmektedir. Fiyatlardaki oynaklığın artması sonucu risklerin artması, yatırımcıları kararlarını alırken oynaklığın nedenlerini araştırmaya itmektedir. Oynaklığın bir risk ölçütü olması yanında piyasanın gelecekteki durumuna dair beklentileri yansıttığı da düşünüldüğünde, piyasalarda fiyat oynaklığının ölçümü gittikçe önem kazanmaktadır. Literatürde genel olarak finansal piyasalardaki oynaklık inceleniyor olsa da bir ekonomide makroekonomik oynaklık ve finansal oynaklık iç içe girmiş durumdadır. Finansal piyasalardaki belirsizlik ekonomiyi makro düzeyde etkilediği gibi makroekonomik belirsizlikler de finansal piyasaları etkileyebilmektedir. Birçok finansal krizde rol oynayan en önemli etkenlerden birisi de makroekonomik istikrarsızlıktır. Bir ülkedeki makroekonomik oynaklık, kredilemedeki genişleme, varlık fiyatlarında çöküş ve sermaye akımlarında ani dalgalanmalar, finansal serbestleşmeye hazırlanamama, yoğun hükümet müdahalesi gibi nedenler ekonomik istikrarsızlıklara ve dolayısıyla ekonominin finansal krizlere açık hale gelmesine neden olmaktadır (Özer, 1999). Ekonomideki bu etkileşimlerin yönünün bilinmesi, oynaklık büyüklüklerinin tahmin edilebilir olması ekonomideki karar alıcıların gerek finansal istikrarı sağlamaya yönelik politika seçimlerinde gerekse kriz yönetimleri sırasındaki politika seçimlerinde oldukça önemli bir bilgidir.

Ekonomik birimlerin karar alma süreçlerinde, ister makro düzeyde ister finansal düzeyde oynaklık hakkında daha önceden bir fikir sahibi olmaları kararlarının etkinliği açısından önemli bir rol oynamaktadır. Bu doğrultuda, bu çalışmada Türkiye'nin finansal ve makroekonomik oynaklık yapısının belirlenmesi amacıyla üç farklı uygulama yapılmıştır. Uygulama bölümünün

ilk kısmında Türkiye ekonomisi için önemli olan bazı makro ve finansal değişkenlerin oynaklık yapıları incelenecektir. İkinci kısmında İMKB endeksinin asimetrik özellikleri GARCH-M ve SVM modeli ile incelenecektir. Üçüncü kısmında Türkiye’de enflasyondaki belirsizlik ile enflasyon arasındaki ilişki SVM modeli ile incelenecektir.

3.1. FİNANSAL VE MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLERİN OYNAKLIK YAPILARININ MODELLENMESİ

Çalışmanın bu kısmında Türkiye ekonomisinin makro ve finansal düzeyde oynaklık yapılarının incelenmesi amacıyla birlikte hareket ettikleri düşünülen ve çeşitli risk gruplarını temsil edecek 18 adet makro ve finans değişkeni incelemeye alınmıştır. Veriler T.C. Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden derlenmiş ve günlük olarak kullanılacak değişkenlerin isimleri ve kapsadıkları dönemler Tablo 3’de gösterilmiştir.

Tablo 3. Analizlerde kullanılacak veriler ve dönemleri

	Kısaltmalar	Başlangıç Tarihi	Bitiş Tarihi
İkincil piyasada gerçekleşen ortalama bileşik faizler	DİBS	28.07.1999	09.08.2004
2030 Vadeli Eurobond (US)	Euro_2030	11.01.2000	19.11.2004
8 Yıllık Bonolar (TL)	TR_8y	07.01.2000	24.04.2004
10 Yıllık Bonolar (TL)	TR_10y	16.06.2000	26.04.2004
30 Yıllık Bonolar (TL)	TR_30y	19.01.2000	24.04.2004
10 Yıllık Bonolar (US)	US_10y	19.01.2000	19.04.2004
20 Yıllık Bonolar (US)	US_20y	19.01.2000	19.04.2004
30 Yıllık Bonolar (US)	US_30y	19.01.2000	15.02.2002
Gerçekleşen Basit Faiz Oranı Ağırlıklı Ortalama (%) (1 Gecelik İşlem)	Gecelik Faiz	02.01.1990	21.04.2005
EURO Satış	DK_Euro	04.01.1999	21.04.2005
USD Satış	DK_Dolar	02.01.1990	21.04.2005
Değer Kaybı	Değer Kaybı	06.01.1987	21.04.2005
Altın Borsası İşlemleri	Altın	27.07.1995	31.03.2005
İMKB 100	İMKB100	02.01.1990	21.04.2005
Mali	Mali	28.12.1990	21.04.2005
Metal-Eşya	Met_Esya	02.01.1997	21.04.2005
Metal-Ana	Met_Ana	02.01.1997	21.04.2005
Gayri Menkul Yatırım Ortaklığı	GMYO	04.01.2000	21.04.2005

Burada DİBS kağıdı riski, bono (Eurobond) riski, mevduat faizi riski alt başlıkları altında faiz riski ölçülmeye çalışılmıştır. Bunun yanında kur riskini ölçmek amacıyla Euro ve Dolar'a ilişkin kur değerleri ve değer kaybı alınmıştır. Değer kaybı için 1999 yılı öncesinde (1 dolar + 1.5 mark), 1999 yılı sonrasında (1 dolar + 0.77 Euro) hesabı sonucu elde edilen seri kullanılmıştır. Basket olarak adlandırılan bu yeni serinin oluşturulmasında kullanılan katsayılar Merkez Bankası tarafından belirlenmiştir. Değer kaybı serisi, basket serisinin logaritmik farkından elde edilmiştir. Ayrıca İMKB'nin de oynaklık yapısını genel olarak belirlemek için İMKB Ulusal indeksi ve borsada önemli payları olan 4 sektör alınmıştır. Ayrıca DİBS faizi dışındaki tüm riskler birbirinden bağımsız olarak ölçülmüştür.

Çalışma kapsamına alınan değişkenlerin oynaklık yapılarını modellemeye geçmeden önce bu değişkenlerin ARCH etkisine sahip olup olmadıklarının sınanması gerekmektedir. Başka bir ifadeyle, çalışma kapsamına alınan makro ve finans değişkenlerinin değişen varyansa sahip olup olmadıklarını incelemek amacıyla, değişkenlere ARCH-LM testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 4'de gösterilmiştir.

Tablo 4. ARCH-LM testi sonuçları

Seri	T * R ²	p-değeri
DİBS	678.176	0.000
Euro_2030	185.046	0.000
TR_8y	182.98	0.000
TR_10y	165.297	0.053*
TR_30y	215.405	0.000
US_10y	69.229	0.480*
US_20y	74.242	0.002
US_30y	29.099	0.346*
Gecelik Faiz	143.949	0.000
DK_Euro	77.283	0.000
DK_Dolar	237.466	0.000
Değer Kaybı	34.293	0.032
Altın	113.216	0.000
İMKB100	1059.794	0.000
Mali	638.245	0.000
Met_Esya	534.614	0.000
Met_Ana	618.887	0.000
GMYO	383.534	0.000

* 0.05 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı değildir.

“ARCH etkisi yoktur” yokluk hipotezi 10 yıllık Türk Lirası ile 10 ve 30 yıllık Amerikan bonoları dışında tüm değişkenler için %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Başka bir ifadeyle bu değişkenler dışındaki tüm değişkenlerde ARCH etkisi görülmüş ve ikinci adım olarak bu etkinin modellenmesinde geçilmiştir. Değişen varyansın modellenmesinde ARCH, ARCH-M, GARCH, GARCH-M, EGARCH, EGARCH-M olmak üzere 6 alternatif modelleme kullanılmıştır. Modellemede serinin otoregresif yapısının belirlenmesinde, uygun gecikme uzunluğuna FPE kriteri ile karar verilmiştir. Ayrıca, serinin zaman içindeki eğilimine bakılarak 2000 Kasım ve 2001 Şubat krizi etkilerinin anlamlılığı istatistiksel olarak test edilmiş ve denkleme ilave edilmiştir. Değişen varyansın modellenmesinde ise hataların GED sahip olduğu varsayımı yapılmış ve parametre tahminleri WinRATS 6.10 paket programı kullanılarak elde edilmiştir.

Çalışmada bütün değişkenlere ait sonuçlar Tablo 6 ve Tablo 7’de topluca verilmiştir. Ancak ayrıntılı sonuçlar sadece bir değişken için değerlendirilecektir. Bu doğrultuda çalışma kapsamına alınan değişkenlerden dolar kuruna ait sonuçlar dikkate alınırsa bu değişkenin oynaklığının AR(13)-EGARCH-M(1,1) ile modellendiği görülmüştür. Bu modelin parametrelerine ilişkin tahmin sonuçları Tablo 5’de verilmiştir.

Tablo 5. DK_Dolar Değişkenine Ait Tahmin Sonuçları

Ortalama Denklemi		Varyans Denklemi		Spesifikasyon Testleri	
A	0.0397 (0.0013)	C ₂	-0.0415 (0.0000)	Sapma İşaret Testi	-1.2419 (0.2143)
R _{t-1}	0.0151 (0.1646)	G _{t-1}	0.2672 (0.0000)	Negatif Sapma Testi	-0.3630 (0.7166)
R _{t-2}	-0.0037 (0.7315)	logh _{t-1}	0.9611 (0.0000)	Pozitif Sapma Testi	0.4827 (0.6293)
R _{t-3}	0.0527 (0.0000)	L1	0.1173 (0.0000)	Ortak Test	0.7977 (0.4949)
R _{t-4}	0.0500 (0.0000)	D	0.9234 (0.0000)	Q(5)	3.4330 (0.6335)
R _{t-5}	0.0702 (0.0000)			Q(10)	4.9253 (0.8961)
R _{t-6}	0.0216 (0.0327)			Q(20)	23.6496 (0.2580)
R _{t-7}	0.0411 (0.0000)			Q(30)	39.2149 (0.1209)
R _{t-8}	0.0335 (0.0006)			ARCH-LM(5)	0.1611 (0.9995)
R _{t-9}	0.0630 (0.0000)			ARCH-LM(10)	0.2287 (1.0000)
R _{t-10}	0.0531 (0.0000)			ARCH-LM(20)	0.3263 (1.0000)
R _{t-11}	0.0323 (0.0002)			ARCH-LM(30)	0.4836 (1.0000)
R _{t-12}	0.0481 (0.0000)				
R _{t-13}	0.0326 (0.0003)				
Dum2000	11.4874 (0.0000)				
Dum2001	8.0215 (0.0000)				
$\sqrt{h_t}$	-0.0691 (0.0000)				

Parantez içinde verilen sayılar tahmin sonucunun p-değeridir.

$$G_t = \left(\varepsilon_t / \sqrt{h_t} \right) - \lambda 2^{1/D} \Gamma(2/D) / \Gamma(1/D) - L_1 \left(\varepsilon_t / \sqrt{h_t} \right), \quad \lambda = \left(2^{-2/D} \Gamma(1/D) / \Gamma(3/D) \right)^{1/2}$$

Yukarıda tablo halinde verilen tahmin sonuçlarını model üzerinde ifade etmek de mümkündür. Parametreleri tahmin edilmiş olan AR(13)-EGARCH-M (1,1) modeli aşağıda verilmiştir.

$$R_t = 0.0397 + 0.0151R_{t-1} + \dots + 0.0326R_{t-13} + 11.4874Dum2000 \\ + 8.0215Dum2001 - 0.0691\sqrt{h_t} \\ h_t = \exp(-0.0415 + 0.2672G_{t-1} + 0.9611\log h_{t-1})$$

Burada DK_Dolar değişkeninin ortalama denklemi AR(13) olarak belirlenmiştir ve kriz kukla değişkenleri de istatistiksel olarak anlamlı görülmektedir. Ayrıca, ortalama denklemine bakıldığında ortalama etkisi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Finans teorisinde yatırımcılar ortalama etkisini pozitif beklerler. Ancak dolar kurunda bu değişkenin katsayısının negatif çıkması yatırımcıların risk almaktan kaçındıklarını göstermektedir. Ayrıca serinin dağılımı ile ilgili basıklığı hakkında bilgi veren D tahmini pozitifdir yani dolar kuru basık bir dağılıma sahiptir. DK_Dolar değişkeninin EGARCH olarak modellenmesi de bu değişkende asimetrik bir etkinin de varlığını işaret etmektedir. Asimetrik ilişkinin yönünü belirten katsayı (L) nin pozitif olması ise kötü haberlerin dolar kuru oynaklığını artırdığını göstermektedir. Standartlaştırılmış artıklara ait asimetri testleri olarak; Sapma İşaret Testi, Negatif Sapma Testi, Pozitif Sapma Testi, Ortak Test, otokorelasyon testi olarak; 5, 10, 20 ve 30 gecikme uzunluklarında Box-Ljung Q testi ve değişen varyans testi olarak; 5, 10, 20 ve 30 gecikme uzunluklarında ARCH-LM testleri yapılmıştır. Sapma İşaret Test istatistiğine bakıldığında “Pozitif ve negatif şokların asimetrik etkisi yoktur” yokluk hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde red edilememiştir. Negatif Sapma Test istatistiğine göre “Negatif şokların asimetrik etkisi yoktur” yokluk hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde red edilememiştir. Benzer şekilde Pozitif sapma testinde ve ortak testte de yokluk hipotezi red edilememiştir. Dolayısıyla standartlaştırılmış artıklarda asimetrik bir sapma söz konusu değildir. 5, 10, 20 ve 30 gecikme uzunluklarında yapılan otokorelasyon testlerinde ve değişen varyans testlerinde de “standartlaştırılmış artıklar arasında otokorelasyon yoktur” ve “standartlaştırılmış artıklar değişen varyansa sahip değildir” sıfır hipotezleri %5 anlamlılık düzeyinde red edilememiştir. Bir başka ifadeyle standartlaştırılmış artıklarda otokorelasyon ve değişen varyans sorunu bulunmamaktadır.

Çalışma kapsamına alınan diğer değişkenlere ait sonuçlar toplu olarak Tablo 6 ve Tablo 7’de özetlenmiştir. Tablo 6’da değişkenlerin ortalama denklemine ait parametrelerin tahmin değerleri ve Tablo 7’de varyans modeline ait parametrelerin tahmin değerleri verilmiştir.

Tablo 6. Ortalama Denklemi Parametre Tahmini Sonuçları

	DİBS	Euro_2030	TR_8y	TR_30y	US_20y	Gecelik Faiz	Değer Kaybı	DK_Euro	Altın	İMKB100	Mali	Met_Esya	Met_Ana	GMYO
A	0.0765 (0.5263)	0.0002 (0.1767)	-0.0174 (0.0000)	0.0002 (0.9952)	0.0286 (0.0686)	0.0001 (0.9996)	0.0000 (0.0000)	0.000 (0.6194)	20.2720 (0.0000)	0.1298 (0.0027)	0.1789 (0.0034)	-0.3451 (0.1334)	0.1011 (0.1381)	0.0333 (0.6249)
R _{t-1}	0.6920 (0.0000)	0.1036 (0.0000)	1.0595 (0.0000)	1.0141 (0.0000)	0.9940 (0.0000)	0.8819 (0.0000)	1.1231 (0.0000)	0.0614 (0.0022)	-0.0729 (0.0014)	0.0888 (0.0000)	0.1020 (0.0000)	0.0298 (0.1937)	-0.0088 (0.7112)	-0.0073 (0.8013)
R _{t-2}	0.2904 (0.0000)	-0.0630 (0.0110)	-0.0586 (0.0000)	-0.0141 (0.0000)		0.1099 (0.0000)	-0.0951 (0.0000)	-0.0591 (0.0030)	-0.0259 (0.2517)	0.0038 (0.8267)	0.0029 (0.9022)	0.0342 (0.1418)	0.0254 (0.2733)	
R _{t-3}		-0.0286 (0.2386)	-0.0004 (0.0000)	0.0000 (0.9967)		-0.3502 (0.0000)	0.0211 (0.0000)	0.0193 (0.3213)	-0.0051 (0.8201)	0.0128 (0.4670)	0.0384 (0.0945)	0.0071 (0.7603)	-0.0145 (0.5378)	
R _{t-4}		-0.0164 (0.4843)	0.0003 (0.0005)	-0.0001 (0.9449)		0.2129 (0.0000)	0.0122 (0.0515)	-0.0025 (0.8956)	-0.0019 (0.9326)	0.0215 (0.2107)	0.0357 (0.1230)	0.0109 (0.6253)	0.0178 (0.4383)	
R _{t-5}		0.0067 (0.7702)	-0.0009 (0.0000)	0.0001 (0.9414)		-0.0107 (0.4101)	0.0074 (0.0090)	0.0492 (0.0087)	0.0041 (0.8507)	-0.0085 (0.6121)	0.0012 (0.9563)	0.0066 (0.7635)	0.0061 (0.7823)	
R _{t-6}		-0.0186 (0.4010)	0.0004 (0.0000)	-0.0001 (0.9464)		0.1563 (0.0000)	-0.0192 (0.0087)	0.0157 (0.3957)		-0.0278 (0.0982)		-0.0414 (0.0533)	-0.0175 (0.4396)	
R _{t-7}		-0.0001 (0.9960)	0.0004 (0.0000)	0.0000 (0.9838)		0.0001 (0.9996)	-0.0137 (0.0995)	0.0186 (0.3010)		0.0262 (0.1158)		-0.0069 (0.7522)	0.0400 (0.0805)	
R _{t-8}		0.0523 (0.0125)	0.0006 (0.0000)	0.0000 (0.9916)			-0.0114 (0.2287)	0.0470 (0.0088)		0.0229 (0.1678)		0.0361 (0.0884)	0.0304 (0.1682)	
R _{t-9}		0.0605 (0.0039)	-0.0004 (0.0000)	0.0000 (0.9561)			0.0392 (0.0000)	0.0629 (0.0003)		0.0212 (0.2006)		0.0516 (0.0126)		
R _{t-10}		0.0485 (0.0195)	0.0007 (0.0000)	-0.0001 (0.9446)			-0.0214 (0.0053)	-0.0004 (0.9809)		0.0193 (0.2223)		-0.0079 (0.6932)		
R _{t-11}		-0.0235 (0.2473)		0.0000 (0.9697)			-0.0419 (0.0000)			-0.0058 (0.7165)				
R _{t-12}		-0.0003 (0.9865)		0.0000 (0.9848)										
R _{t-13}														
Dum2000	129.41 (0.0000)													
Dum2001	57.5764 (0.0001)													
$\sqrt{h_t}$	0.2646 (0.0000)		-3.1336 (0.0017)					-0.1366 (0.0013)				0.1644 (0.0399)		

Not: Parantez içinde verilen sayılar tahmin sonucunun p-değeridir.

Tablo 7. Varyans Denklemi Parametre Tahmini Sonuçları

	DİBS	Euro_2030	TR_8y	TR_30y	US_20y	Gecelik Faiz	Değer Kaybı	DK_Euro	Altın	İMKB100	Mali	Met_Esya	Met_Ana	GMYO
C_1					0.0000 (0.1295)	0.6051 (0.0000)		0.0243 (0.0000)		0.4004 (0.0000)	0.2774 (0.0004)		0.5927 (0.0003)	0.3373 (0.0034)
ε_{t-1}^2					0.0374 (0.0048)	0.2691 (0.0000)		0.2226 (0.0000)		0.1329 (0.0000)	0.1104 (0.0000)		0.1390 (0.0000)	0.1180 (0.0000)
h_{t-1}					0.9424 (0.0000)	0.5639 (0.0000)		0.7952 (0.0000)		0.8298 (0.0000)	0.8665 (0.0000)		0.8227 (0.0000)	0.8477 (0.0000)
C_2	0.4530 (0.0000)	-0.4006 (0.0001)	0.8226 (0.4107)	0.6403 (0.0000)			-0.0575 (0.0000)		0.3250 (0.0079)			0.1471 (0.0002)		
G_{t-1}	0.8927 (0.0000)	0.3403 (0.0000)	6.8074 (0.0000)	0.6389 (0.0000)			0.4087 (0.0000)		0.2201 (0.0000)			0.2815 (0.0000)		
$\log h_{t-1}$	0.8241 (0.0000)	0.9571 (0.0000)	-5.8818 (0.0000)	0.8933 (0.0000)			0.9941 (0.0000)		0.9632 (0.0000)			0.9336 (0.0000)		
$L1$	-0.0869 (0.0927)	0.3050 (0.0019)	16.2342 (0.0000)	-0.3413 (0.0000)			0.4645 (0.0000)		-0.0835 (0.4535)			0.1463 (0.0384)		
D	0.8720 (0.0000)	1.0164 (0.0000)	-10.4782 (0.0000)	0.5281 (0.0000)	1.4564 (0.0000)	1.2076 (0.0000)	0.6964 (0.0000)	0.9957 (0.0000)	0.9670 (0.0000)	1.4529 (0.0000)	1.5681 (0.0000)	1.3567 (0.0000)	1.4303 (0.0000)	1.3605 (0.0000)

Parantez içinde verilen sayılar tahmin sonucunun p-değeridir.

$$G_t = \left(\varepsilon_t / \sqrt{h_t} \right) - \lambda 2^{1/D} \Gamma(2/D) / \Gamma(1/D) - L_1 \left(\varepsilon_t / \sqrt{h_t} \right) \quad \lambda = \left(2^{-2/D} \Gamma(1/D) / \Gamma(3/D) \right)^{1/2}$$

Tablo 7’de GARCH ve EGARCH modeli parametreleri kalın çizgi ile ayrılmış ve ilk kısımda GARCH parametre ikinci kısımda EGARCH parametre tahminleri gösterilmiştir. Çalışma kapsamına alınan değişkenlerden 20 yıllık dolar cinsinden hazine bonosu, gecelik faizler, İMKB100 endeksi, mali, metal_ana ve GMYO endeksleri GARCH (1,1) olarak modellenirken Euro’ya ait döviz kuru GARCH-M modeli ile modellenmiştir. Ayrıca, 2030 vadeli Eurobond, 30 yıllık TL cinsinden hazine bonosu, değer kaybı ve altın endeksi EGARCH (1,1) olarak modellenirken, DİBS kağıtları, 8 yıllık TL cinsinden hazine bonosu ve metal_eşya endeksi EGARCH-M (1,1) olarak modellenmiştir. Risk ölçütü olan $\sqrt{h_t}$ değeri DİBS ve metal_eşyada pozitifdir. Başka bir ifadeyle bu kağıtların yatırımcıları risk almaktan kaçınmamaktadır. Ancak 8 yıllık TL cinsinden hazine bonosunda ve Euro kurunda $\sqrt{h_t}$ değeri negatif olup bu kağıtların yatırımcıları risk almaktan kaçınmaktadırlar. Bununla birlikte asimetrik etkinin var olduğu 2030 vadeli eurobond, 8 yıllık TL cinsinden hazine bonosu, değer kaybı ve metal_eşyada kötü haber oynaklığı artırırken, DİBS, 30 yıllık TL cinsinden hazine bonosu ve altın endeksinde iyi haberin oynaklığı artırdığı görülmektedir. Ayrıca, 8 yıllık TL cinsinden hazine bonosu dışında tüm değişkenlerin dağılımı basıktır.

Tablo 8. Güçlülük Testleri Sonuçları

	DİBS	Euro_2030	TR_8y	TR_30y	US_20y	Gecelik Faiz	Değer Kaybı	DK_Euro	Altın	İMKB100	Mali	Met_Esya	Met_Ana	GYO
Sapma İşaret Testi	0.7043 (0.4813)	0.6466 (0.51804)	-1.0119 (0.3118)	-0.5938 (0.5527)	-1.3086 (0.1909)	-0.9006 (0.3678)	-0.2355 (0.8138)	0.7043 (0.4813)	0.7959 (0.4261)	-0.6658 (0.5055)	-1.4944 (0.1352)	0.5477 (0.5839)	0.3373 (0.7359)	-0.8318 (0.4057)
Negatif Sapma Testi	-0.1148 (0.9086)	-0.0433 (0.9654)	-0.1333 (0.8939)	-0.2547 (0.7989)	0.3911 (0.6957)	0.0002 (0.9998)	0.0213 (0.9830)	-0.1148 (0.9086)	0.7258 (0.4680)	-0.8364 (0.4029)	-0.4647 (0.6422)	-0.4935 (0.6217)	-0.1238 (0.9015)	-1.6240 (0.1046)
Pozitif Sapma Testi	2.5007 (0.0125*)	-0.6773 (0.4983)	-0.5260 (0.5990)	-0.5717 (0.5676)	-1.3112 (0.1900)	-0.0861 (0.9314)	-0.2646 (0.7913)	2.5007 (0.0125*)	-0.7279 (0.4667)	-0.1578 (0.8746)	0.5792 (0.5624)	1.0550 (0.2915)	-0.3593 (0.7194)	-0.2462 (0.8055)
Ortak Test	2.1316 (0.0944)	0.6696 (0.5707)	0.3789 (0.7682)	0.1878 (0.9047)	1.2387 (0.2943)	0.2731 (0.8448)	0.0368 (0.9905)	2.1316 (0.0944)	0.6599 (0.5767)	0.2589 (0.8550)	2.0521 (0.1046)	0.4940 (0.6864)	0.3024 (0.8236)	0.9078 (0.4365)
Q(5)	5.7919 (0.3269)	9.2309 (0.1002)	6.3841 (0.2706)	4.0960 (0.5356)	2.7782 (0.7341)	0.0914 (0.9998)	2.6425 (0.7548)	5.7919 (0.3269)	12.1028 (0.0334*)	6.6976 (0.2441)	4.1637 (0.5260)	6.3605 (0.2727)	5.4275 (0.3659)	6.6942 (0.2443)
Q(10)	12.1405 (0.2757)	13.200 (0.2126)	10.4595 (0.4011)	21.4191 (0.0183*)	9.0028 (0.5318)	0.1063 (1.0000)	3.8906 (0.9521)	12.1405 (0.2757)	15.2370 (0.1236)	7.6062 (0.6672)	9.6709 (0.4698)	8.8144 (0.5498)	9.8779 (0.4512)	19.9574 (0.0296*)
Q(20)	23.4826 (0.2657)	21.4246 (0.3725)	26.5474 (0.1484)	53.7089 (0.0000**)	18.3408 (0.5649)	0.1989 (1.0000)	11.1956 (0.9409)	23.4826 (0.2657)	28.3286 (0.1018)	17.400 (0.6268)	19.1949 (0.5091)	23.1713 (0.2804)	24.5212 (0.2203)	28.4837 (0.0984)
Q(30)	32.1704 (0.3596)	44.4322 (0.0435*)	45.8369 (0.0322*)	103.6803 (0.0000**)	27.2359 (0.6108)	0.2262 (1.0000)	16.6675 (0.9763)	32.1704 (0.3596)	36.6595 (0.1872)	24.6660 (0.7410)	26.7791 (0.6348)	30.7350 (0.4285)	37.4122 (0.1654)	45.3576 (0.0357*)
ARCH-LM(5)	8.6056 (0.1259)	2.8172 (0.7281)	0.2180 (0.9989)	0.3310 (0.9970)	9.0129 (0.1086)	0.0013 (1.0000)	0.0140 (1.0000)	8.6056 (0.1259)	0.9199 (0.9688)	9.1951 (0.1015)	8.4762 (0.1319)	8.3672 (0.1371)	4.6197 (0.4640)	5.8384 (0.3223)
ARCH-LM(10)	8.8090 (0.5503)	23.6849 (0.0084**)	0.4468 (1.0000)	10.9430 (0.3620)	14.3081 (0.1594)	0.0027 (1.0000)	0.0357 (1.0000)	8.8090 (0.5503)	1.7869 (0.9977)	24.0861 (0.0073**)	12.0073 (0.2846)	16.1402 (0.0957)	15.5158 (0.1144)	22.3062 (0.0136*)
ARCH-LM(20)	16.8356 (0.6636)	26.2278 (0.1584)	5.7133 (0.9992)	41.8360 (0.0029**)	24.1145 (0.2374)	0.0054 (1.0000)	0.0781 (1.0000)	16.8356 (0.6636)	4.9338 (0.9998)	31.5941 (0.0478*)	20.8480 (0.4061)	17.0105 (0.6523)	18.9489 (0.5252)	31.4042 (0.0501)
ARCH-LM(30)	18.6566 (0.9469)	29.9821 (0.4666)	23.9465 (0.7744)	106.6789 (0.0000**)	33.0478 (0.3205)	0.0082 (1.0000)	0.1212 (1.0000)	18.6566 (0.9469)	19.7193 (0.9236)	40.1333 (0.1023)	31.5592 (0.3883)	22.0937 (0.8506)	27.8600 (0.5779)	43.1006 (0.0574)

Parantez içinde verilen sayılar tahmin sonucunun p-değeridir.

*0.05 anlamlılık düzeyi için H_0 red edilmiştir.

** 0.01 anlamlılık düzeyi için H_0 red edilmiştir.

Bu deęiřkenlerin modellerinin standartlařtırılmıř artıklarına ait spesifikasyon test sonuları ise Tablo 8’de verilmiřtir. Genel olarak standartlařtırılmıř artıklarda asimetrik sapma, otokorelasyon ve deęiřen varyansın olmadığı hipotezleri 0.05 anlamlılık dzeyinde red edilememiřtir.

Trkiye’nin finans ve makroekonomik dzeyde oynaklık yapısını genel olarak ortaya koymak iin ele alınan 18 deęiřkenin 15’inin oynak bir yapı sergiledięi grlmřtr. Trkiye’nin hem makroekonomik hem de finansal birimlerinin modellenenebilir bir oynaklıęa sahip olduęunun grlmesi Dnya Bankası’nın Trkiye’yi ılımlı oynak bir lke olarak sınıflandırması sonucu ile tutarlı kılınmıştır.

alıřma kapsamına alınan deęiřkenlerden finansal serilere bakıldığında, yapılarında oynaklık kmelerinin olduęu, daęılımlarının kalın kuyruklu olduęu ve bazı serilerin asimetrik dalgalanmalara sahip olduęu grlmektedir. Finansal piyasalarda oynaklıęın yani riskin artması, piyasaların bu kořullar altında finansal varlıkları doęru fiyatlandırabilmesi iin uygun ve doęru biimde risk lt tanımlamalıdır. Bu doęrultuda, deęiřkenler iin kurulan uygun oynaklık modellerinin risk yneticilerine ıřık tutabileceęi dřnlmektedir. Ayrıca alıřma kapsamına alınan deęiřkenlerin bir kısmının oynaklık yapılarının asimetrik olduęu gzlenmiřtir. Finansal piyasaların asimetrik yapıda olduęu literatrdeki birok alıřmadan da bilinmektedir (Anderson, 1997). Trkiye iin yapılan alıřmaların biroęunda faiz oranları, dviz kurları, İMKB endeksi gibi deęiřkenlerin asimetrik yapıda olduęu bulunmuřtur (Akay v.d., 1997, Diner, 2005, Berument v.d., 2001, Akgl ve Sayan, 2005, Mazıbař, 2005, Seluk, 2005). Getiri srecinde beklenmedik byk bir řok olduęunda -ki bu řoklar kt veya iyi haber olabilir- gelecek dnemde seride yksek derecede oynaklık beklenir. Piyasaya dřen iyi ve kt haberin fiyatlara ve piyasa oynaklıęına etkisi zerine yapılan alıřmalara gre iki yaklařım vardır. Konu ile ilgili yapılan alıřmaların bir kısmına gre iyi haber fiyatları ve oynaklıęı artırır ve ilk etki sonraki etkileri azaltır. Yine aynı teoriye gre kt haber fiyatları ve oynaklıęı

azaltır ve ilk etki sonraki etkiyi güçlendirir (French v.d., 1987, Chou, 1988, Baillie ve DeGennaro, 1990, Campbell ve Hentschel, 1992, Scruggs, 1998 ve Bansal ve Lundblad, 2002). Diğer bulgu ise, negatif haberlerin fiyatları ve oynaklığı pozitif haberlere göre daha fazla etkilediği yönündedir (Black, 1976, Christie, 1982, Nelson, 1991, Glosten v.d., 1993). Çalışmada elde edilen bulgular her iki yaklaşımı da destekler yöndedir.

Özellikle finans piyasalarındaki asimetrik yapı risk alıcılar için önemli rol oynamaktadır. Literatürde ise asimetrik yapı genellikle GARCH-M veya EGARCH-M modelleri ile incelenmektedir. Ancak bu modellerde $(t+1)$ anındaki koşullu oynaklık, t anındaki fiyatlarda meydana gelen ani yükselmelerin ve düşmelerin tepkilerine izin verirler. Çalışmanın izleyen bölümünde İMKB'nin asimetrik yapısı literatürdeki çalışmalardan farklı olarak SVM modeli ile incelenecektir. SVM modeli GARCH modellerinin tersine beklenmedik oynaklığı içermektedir. Dolayısıyla SVM ile sadece beklenen getiri ile beklenen oynaklık arasındaki ilişki değil aynı zamanda oynaklık geri besleme (volatility feedback) etkisi de ölçülmüş olacaktır.

3.2. İMKB ULUSAL 100 ENDEKSİ OYNAKLIĞININ ASİMETRİK YAPISININ İNCELENMESİ

Borsanın beklenen getirisi, finansal piyasada birçok karar vericinin örneğin en iyi yatırımı yapabilmelerinde kullanabilecekleri önemli bir değişkendir. Ancak beklenen getiri, borsanın oynaklığı, başka bir ifadeyle koşullu varyansı ile ilişkilidir. Bu nedenle, ileri piyasa ekonomisinde beklenen endeks getirisi ile koşullu oynaklık arasındaki ilişki üzerine tesis edilen çalışmalarda hızlı bir artış meydana gelmiştir.

Risk yapıcılar, endeksin daha oynak bir döneminde daha yüksek getiri sağlamak istedikleri için beklenen getiri ile beklenen oynaklık arasında pozitif

ilişki beklerler. Ancak, uygulamalı çalışmalarda, beklenen getiri ile beklenen oynaklık arasındaki ilişki hakkında iki farklı sonuç mevcuttur. Örneğin, French v.d. (1987) ve Campbell ve Hentschel (1992), oynaklık ile getiri arasında pozitif ilişki bulmuşlar ve oynaklık geri besleme teorisini savunmuşlardır. Eğer beklenen getiri ile beklenen oynaklık arasında ilişki pozitif ve gelecek para akışı bundan etkilenmiyorsa, anlık endeks değeri düşecektir. Benzer şekilde, endekste meydana gelen küçük şoklar eş zamanlı olarak endeks değerinin artmasına neden olacaktır. Bu durum literatürde oynaklık geri besleme teorisi (volatility feedback) olarak bilinmektedir. Bu teori iki varsayıma dayanır: beklenen getiri ile beklenen oynaklık arasında pozitif bir ilişki olacak ve aynı zamanda oynaklık sürekli olacaktır. Buna karşın, Nelson (1991) ve Glosten v.d. (1993), beklenen getiri ve koşullu varyans arasında negatif ilişki bulmuşlardır. Bu çelişkili sonuçlar, endeks oynaklığının asimetrik davranışında oynaklık geri beslemesi ve kaldıraç etkisinin birlikte ele alınmasını önemli hale getirmektedir. GARCH-M modelleri ile yapılan uygulamalı çalışmaların çoğunda beklenenin aksine oynaklık ile beklenen getiri arasında negatif bir ilişkinin varlığına dair güçlü kanıtlar elde edilmiştir. Bunun sebebi, getiri sürecinde beklenmedik büyük bir şok olduğunda -ki bu şoklar kötü veya iyi haber olabilir- gelecek dönemde seride yüksek derecede oynaklığın beklenmesidir.

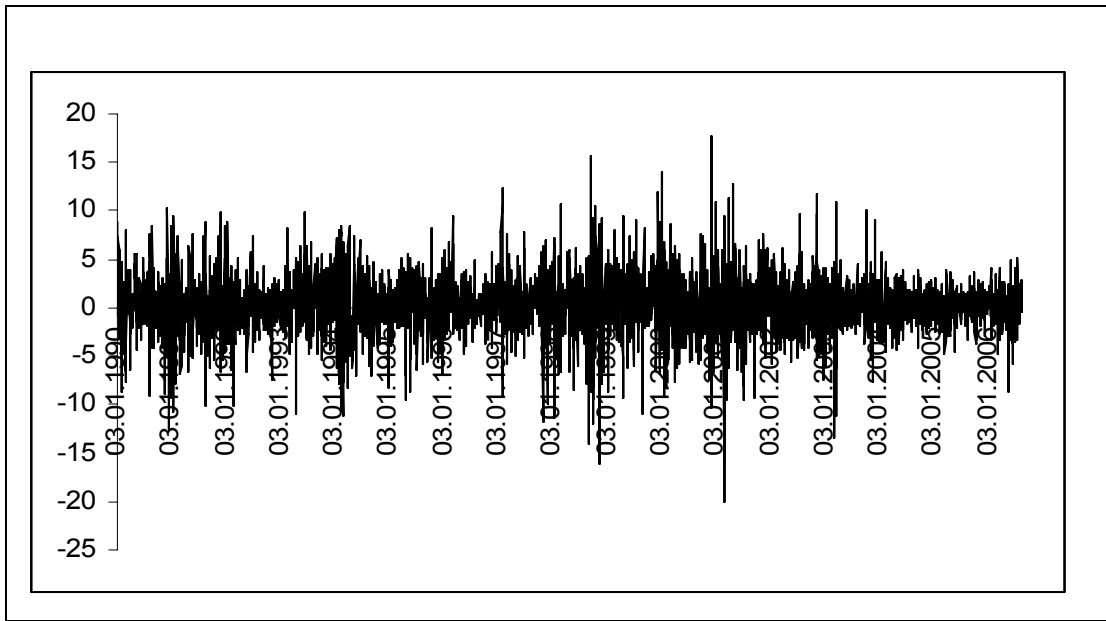
Asimetrik oynaklık için yapılan bir başka açıklama ise kaldıraç etkisidir. Negatif şokların pozitif şoklardan daha fazla oynaklığı arttırdığını ileri süren kaldıraç etkisi ilk defa Black (1976) ve Christie (1982) tarafından ortaya atılmıştır. Başka bir ifadeyle, hisse senedi piyasasında, fiyatlarda beklenmeyen bir düşüş benzer büyüklükte beklenmedik bir artışa göre oynaklığı daha fazla artırır. Bununla, kötü haberin oynaklık üzerindeki etkisinin, iyi haberin oynaklık üzerindeki etkisinden daha büyük olduğu ifade edilmektedir (Nelson, 1991). Eğer kaldıraç etkisi ile birlikte oynaklık geri besleme etkisi de mevcut ise kötü haberler oynaklığı artırır ancak iyi haberlerin net etkisi açık değildir.

Türkiye İMKB için beklenen getiri ve beklenen oynaklık arasındaki ilişkilerin araştırıldığı çalışmalar sınırlı sayıdadır. Akgül ve Sayyan (2005) İMKB30 endeksinde bulunan hisse senetleri için, asimetrik ilişki ARCH tipi modellerle incelenmiş ve 14 hisse senedinde kaldıraç etkisinin geçerli olduğu bulunmuştur. Mazıbaş (2005) İMKB Bileşik, Mali, Hizmet ve Sinai endekslerinde, günlük, haftalık ve aylık frekanslarda kaldıraç etkisini asimetrik GARCH tipi modellerle incelemiştir. Çalışmada, İMKB endeksine ait haftalık verilerde asimetri ve kaldıraç etkileri belirgin bir şekilde öne çıkarken, günlük verilerde asimetri etkisi nispeten daha düşük olarak bulunmuştur. Günlük, haftalık ve aylık verilerle yapılan tahminlerde, olumsuz haberlerin oynaklık üzerindeki etkisinin olumlu haberlerden daha yüksek olduğu yani kaldıraç etkisinin mevcut olduğu belirlenmiştir. Yazar, bunun en önemli nedenlerinden ilkinin, yatırımcıların son 10–15 yılda belli dönemlerde yaşanan krizlerden edindikleri tecrübeyle olumsuz haberlere karşı gösterdikleri aşırı reaksiyon olarak ifade etmiştir. Diğer bir nedenin ise İMKB piyasasının yeterince derin olmaması nedeniyle yatırımcıların özellikle düşüş yönlü spekülatif hareketlere karşı aşırı hassas olmaları olarak belirtilmiştir. Olumsuz senaryolara göre oluşturulan beklentiler, endekste aşağı yönlü hareketlerin yukarı yönlü hareketlerden daha şiddetli olmasına neden olmaktadır. Selçuk (2005) Türkiye'nin de arasında bulunduğu 10 adet gelişmekte olan borsa için kaldıraç etkisini asimetrik stokastik oynaklık modeli ile incelemiş ve beklenen getiri ile oynaklık arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulmuştur.

Türkiye borsası için yapılan çalışmalara bakıldığında, Selçuk (2005) dışında, kaldıraç etkisi GARCH tipi modellerle incelenmiştir. Ancak GARCH tipi modeller beklenen getiri ve oynaklığı aynı anda tahmin edememektedirler. Diğer bir ifadeyle, GARCH modellerinde $(t+1)$ anındaki koşullu oynaklık, t anında fiyatlarda meydana gelen ani yükselmelerin ve düşmelerin tepkilerine izin verirler. Bu çalışmada ilk defa Türkiye borsası için kaldıraç etkisi SVM ile incelenmiştir. SVM modeli GARCH modellerinin tersine beklenmedik oynaklığı içermektedir. Dolayısıyla SVM ile sadece

beklenen getiri ile beklenen oynaklık arasındaki ilişki değil aynı zamanda oynaklık geri besleme etkisi de ölçülmüş olacaktır.

Çalışmada, 01.01.1990 – 11.08.2006 tarihleri itibariyle İMKB Ulusal 100 endeksinin günlük kapanış fiyatları kullanılmıştır².



Şekil 1. İMKB 100 Endeksi Getirisinin Zaman Göre Eğilimi

Kaldıraç etkisinin incelenmesi amacıyla endekse ait getiri $R_t = 100(\ln P_t - \ln P_{t-1})$ formülü ile hesaplanmıştır. Burada P_t , t anındaki fiyat endeksi değeridir.

Tablo 9. İMKB–100 Getiri Endeksinin Tanımlayıcı İstatistikleri

T	Ortalama	Standart sapma	Basıklık	Çarpıklık	Min	Max
4333	0.171	2.930	6.492	-0.066	-19.978	17.773

Tablo 9'a göre, İMKB–100 getiri endeksi, basıklık katsayısı 3 den büyük olduğu için leptokurtik ve çarpıklık katsayısı negatif olduğu için sola çarpık bir dağılıma sahiptir.

² www.tcmb.gov.tr elektronik veri dağıtım merkezinden derlenmiştir.

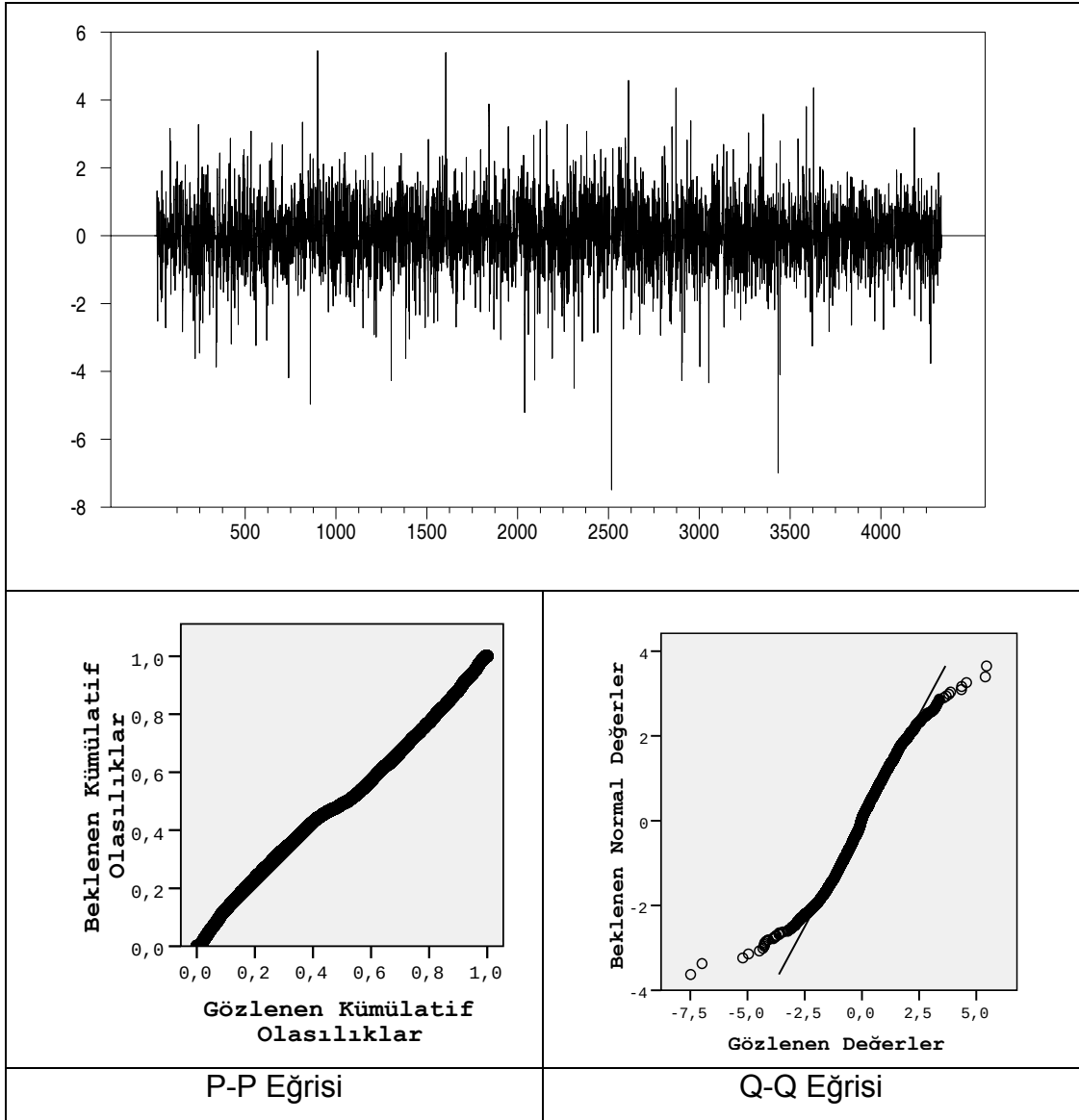
Çalışmada, kaldıraç etkisini incelemek amacıyla iki model tahmin edilmiştir³. GARCH-M modeli için getiri serisinin uygun gecikme uzunluğu, maksimum gecikme 24 alınarak FPE kriteri ile 13 olarak belirlenmiştir. GARCH-M modeli tahmininde uygun model GARCH(1,1)-M olarak belirlenmiş ve tahmin sonuçları Tablo 10 da verilmiştir.

Tablo 10. GARCH-M Tahmin Sonuçları

	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	p-değeri
C	0.246	0.047	5.180	0.000
Q1	0.119	0.012	9.841	0.000
P1	0.856	0.013	64.880	0.000
δ	0.011	0.048	0.232	0.817
Q(5): 7.831 (p-değeri: 0.165), Q(20): 24.354(p-değeri: 0.227) Q(60): 74.241 (p-değeri: 0.102) Jarque-Bera Normallik Test İst.: 1193.1843 (p-değeri: 0.000) Kolmogorov-Smirnov Z ist.: 2.524 (p-değeri: 0.000)				

Koşullu varyans denklemindeki P1 ve Q1 tahminleri istatistiksel olarak anlamlı olup toplamaları birden küçüktür. Ancak ortalama etkisi olan δ tahmin değeri pozitif olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir. Başka bir ifadeyle, “beklenen getiri ile oynaklık arasında ilişki yoktur” şeklindeki yokluk hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir.

³ GARCH-M modeli parametre tahmininde WinRats 6.10, Stochastic Volatility modeli parametre tahmininde Ox programı kullanılmıştır.



Şekil 2. GARCH-M Modeli Standartlaştırılmış Artıklarının Zamana Göre Eğilimi ile P-P ve Q-Q Eğrileri

Ayrıca standartlaştırılmış artıkların ardışık bağımlı olup olmadıkları 5, 20 ve 60 gecikme uzunluklarında Ljung-Box Q testi ile incelenmiştir. “İlk 5 gecikme uzunluğunda otokorelasyonun olmadığı” şeklinde ifade edilen yokluk hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Benzer şekilde 20 ve 60 gecikme uzunluklarında da otokorelasyon sorunu yoktur. GARCH-M modelinin artıklarının ayrıca P-P ve Q-Q eğrileri de çizilerek normal dağılıma uygunluğu araştırılmıştır. Eğrilerin doğrusal bir yapı göstermiş olmaları

standartlaştırılmış artıkların normal dağıldığına dair ipucu vermektedir. Ancak standartlaştırılmış artıkların normal dağılıp dağılmadığı Jarque-Berra Normallik testi ve Kolmogorov Smirnov testi ile araştırılmış ve her iki teste göre %5 anlamlılık düzeyinde standartlaştırılmış artıkların normal dağıldığı hipotezi red edilmiştir.

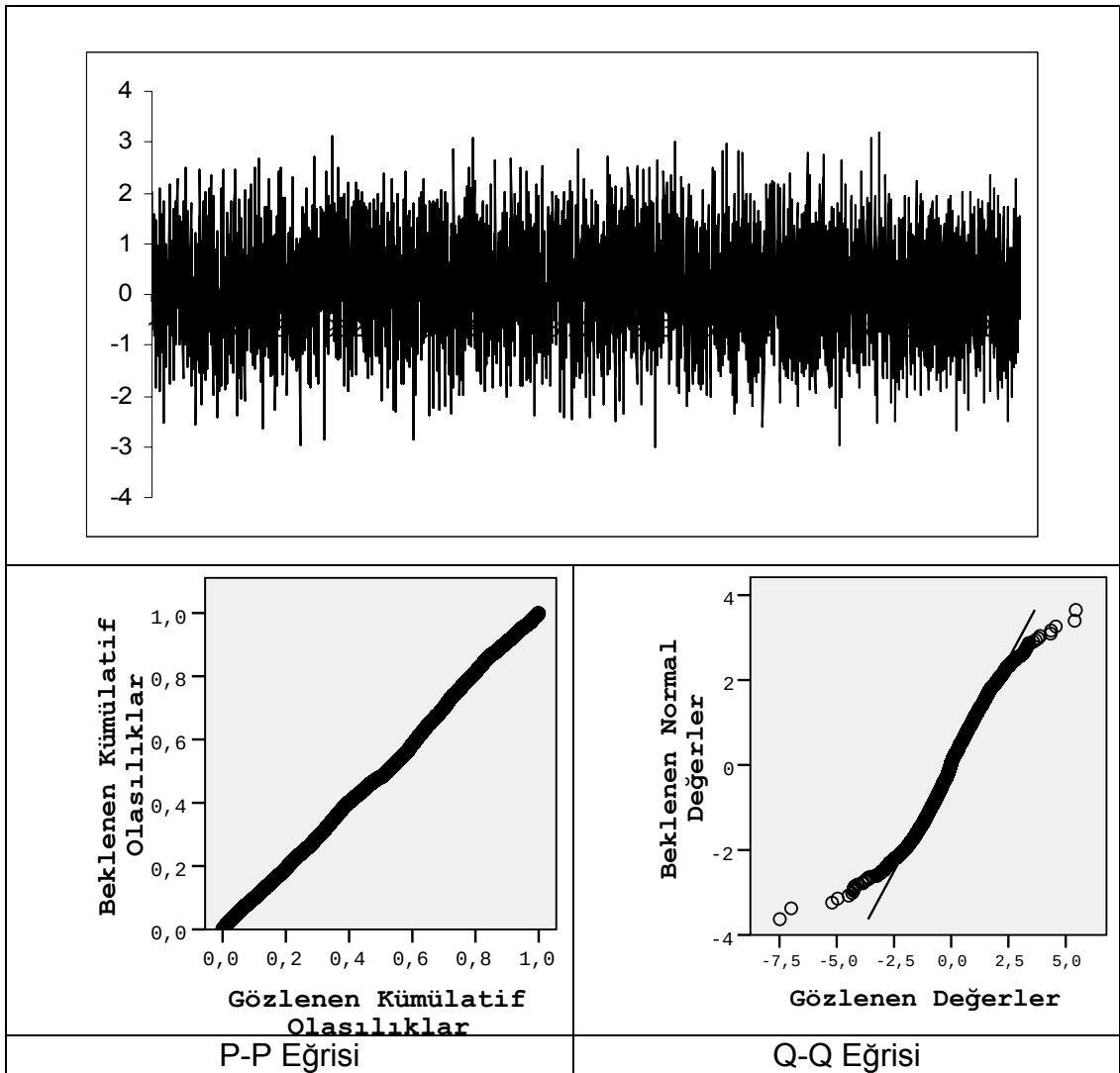
Beklenen indeks getirisi ile oynaklık arasındaki ilişkiyi eşzamanlı olarak belirlemek için getiri serisi kullanılarak (34) denklemi ile verilen SVM modeli parametreleri tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 11 de verilmiştir.

Tablo 11. SVM Tahmin Sonuçları

	Katsayı	Güven Aralığı Alt Sınır Değeri	Güven Aralığı Üst Sınır Değeri
α_0	0.224	0.122	0.326
α_1	0.082	0.056	0.119
β	-0.010	-0.026	0.005
σ^{*2}	5.730	4.876	6.734
ϕ	0.950	0.929	0.965
σ_{η}^2	0.070	0.049	0.101
AIC =20502 Jarque-Bera Normallik Test İst.: 16.931 (p- değeri: 0.0002) Kolmogorov Smirnov Z İst.: 1.566 (p- değeri: 0.015) Q(12): 14.078 (p- değeri: 0.295) Güven Aralıkları %5 anlamlılık düzeyinde elde edilmiştir.			

Ortalama denkleminde sabit terim (α_0) pozitif tahmin edilmiş ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Risk primi için göreceli olarak yüksek tahminler, risk piriminin yüksek borsa varyansı ile orantılı olmadığı anlamına gelmektedir. α_1 tahmin değeri de pozitif olup istatistiksel olarak anlamlıdır. Oynaklık sürekliliği parametre tahmin değeri 0.95 olarak bulunmuştur. Bu katsayı istatistiksel olarak anlamlı olup birden küçüktür. Beklenen getiri ile oynaklık arasındaki anlık ilişkiyi ve oynaklık geri besleme etkisini veren β negatif olarak tahmin edilmiştir. Ancak β parametresinin sıfıra eşit olduğu hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. İMKB-100 getiri endeksinin ölçek parametresi ve oynaklıktaki değişimin ölçüsü olarak

sırasıyla $\sigma^2 = 5.730$ ve $\sigma_\eta^2 = 0.070$ değerleri elde edilmiştir. Yüksek ölçek parametresi yüksek oynaklık düzeyini göstermesine rağmen, ϕ nin küçük değeri ve σ_η^2 nin büyük değeri serinin oynaklığının düşük olasılıkla öngörülebilir olduğu hakkında bilgi vermektedir.



Şekil 3. SVM Modeli Standartlaştırılmış Artıklarının Zamana Göre Eğilimi ile P-P ve Q-Q Eğrileri

SVM modelinin standartlaştırılmış artıklarına yapılan güçlülük testleri incelendiğinde 12. gecikmede otokorelasyonun olmadığı görülmektedir. Standartlaştırılmış artıkların Jarque-Berra Normallik testi sonucuna göre

normal dağılmadığı ancak Kolmogorov Smirnov testine göre %1 anlamlılık düzeyinde normal dağıldığı görülmektedir. Benzer şekilde normallik için çizilen P-P ve Q-Q eğrilerine bakıldığında da standartlaştırılmış artıkların normal dağıldığı söylenebilir.

GARCH-M tahmin sonuçlarına göre İMKB-100 endeksinde beklenen getiri ile beklenen oynaklık arasında zayıf pozitif bir ilişki gözlenirken SVM tahmin sonuçlarında zayıf negatif bir ilişki gözlenmiştir. İlişkinin bu şekilde farklı olması direkt olarak SVM modelinin yapısına bağlıdır. Çünkü SVM modeli beklenen getiri ve oynaklık arasındaki ilişkiyi vermekle birlikte aynı zamanda oynaklık geri beslemesini de ölçmektedir. Bu özelliği ile SVM modeli GARCH-M modeline göre daha üstündür (Kopman ve Uspensky, 2002).

3.3. ENFLASYON OYNAKLIĞI İLE ENFLASYON ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ

Enflasyonun düşürülmesi ve uzun dönemde fiyat istikrarının sağlanması, ülke ekonomilerinin (özellikle gelişmekte olan ülkelerin) çözüme kavuşturmaları gereken önemli bir sorundur. Çünkü yüksek enflasyonun varlığı veya gelecekteki enflasyon belirsizliği uzun dönemli tasarrufları ve yatırım kararlarını olumsuz yönde etkileyerek ülke ekonomisinin sağlıklı bir yapıya kavuşmasını önlemekte veya geciktirmektedir (Şahin, 2001). Gelecek enflasyon belirsizliği, ekonomideki karar vericiler için enflasyon maliyeti açısından çok önemlidir. Sistemik enflasyon herhangi bir gerçek etkiye sahipse, hükümet para politikası aracılığıyla ekonomi performansını etkileyebilmektedir. Dolayısıyla enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişki politika yapıcılar için çok önemlidir. Enflasyon ve enflasyon belirsizliği ilişkisi ilk kez Okun (1971) ve Gordon (1971) tarafından ele alınmıştır. Enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma ortak bir sonuçta karar kılammışlardır. Konu ile ilgili literatür incelendiğinde enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasında pozitif ve negatif olmak üzere iki

sonuç mevcuttur. Enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasında pozitif ilişkiyi savunan çalışmalar da kendi arasında iki görüşe ayrılmaktadır. İlk görüşte enflasyonun enflasyon belirsizliğini artırdığı söylenmektedir (Friedman 1977, Ball 1992, Grier ve Perry 1998, Berument ve Dinçer 2005). Bu da ekonomide etkinliğin azalmasına ve ekonomik büyümenin olumsuz yönde etkilenmesine yol açacaktır. İkinci görüş ise enflasyon belirsizliğinin enflasyonu artırdığını ve dolayısıyla enflasyon belirsizliğinin enflasyonun bir maliyeti olmadığını söylemektedir (Cukierman ve Meltzer 1986, Cukierman 1992). Bir diğer yaklaşım, daha yüksek enflasyon belirsizliğinin daha düşük enflasyona neden olmasıdır. Bu da merkez bankasının yüksek enflasyondan meydana gelecek zararı minimize etmesini sağlar (Holland, 1993, 1995).

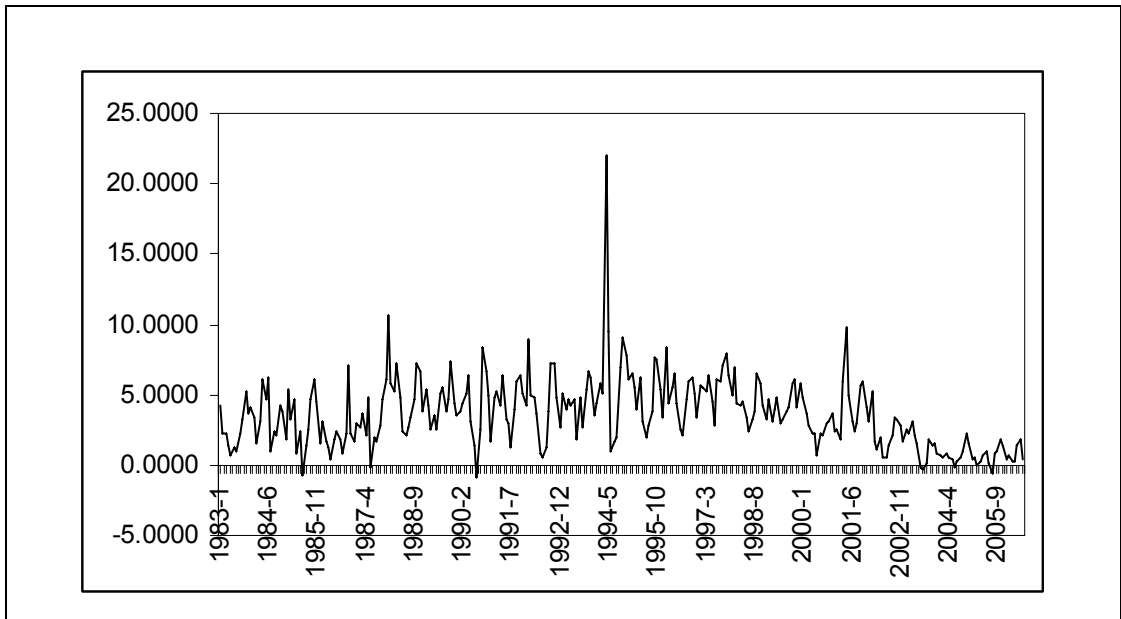
Literatürde konu ile ilgili Türkiye için yapılan çalışmalar da mevcuttur. Nas ve Perry (2000), 1960–1998 dönemi ve ayırdığı alt gruplar için yaptıkları çalışmada GARCH metodunu kullanmışlar ve yüksek enflasyonun daha yüksek enflasyon belirsizliğine neden olduğunu bulmuşlardır. Bu çalışmaya göre, enflasyon belirsizliğinin enflasyona olan etkisi zamana göre değişmektedir. Tüm dönemde yüksek enflasyon belirsizliği düşük enflasyon ile ilişkilidir. 1980 lerin ve 1990 ların son dönemlerini kapsayan alt dönemlerde enflasyon belirsizliği enflasyonu artırmaktadır. Neyapti (2000), 1982–1999 dönemini kullanarak bu iki değişken arasında pozitif bir ilişki olduğunu göstermiştir. Berument, v.d. (2001), enflasyon belirsizliğini EGARCH ile modellemişler ve enflasyon belirsizliğinin, enflasyona verilen pozitif şoka olan tepkisinin negatif şoka olan tepkisine göre daha büyük olduğunu bulmuşlardır. Telatar ve Telatar (2003) da çalışmasında enflasyon ve enflasyon belirsizliğinin kaynakları arasındaki ilişkiyi incelemişler ve bu iki değişken arasında anlamlı bir ilişki bulamamışlardır. Özer ve Türkyılmaz (2005), 1990:04–2004:04 dönemi için EGARCH (1,1) modeli, Granger nedenselliği, etki-tepki ve varyans ayrıştırmasını kullanmışlar ve enflasyonun enflasyon belirsizliğinin nedeni olduğunu vurgulamışlardır. John (2007), enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi arasında Türkiye'nin de bulunduğu gelişmekte olan ülkeler için incelemiştir. Türkiye için 1970:1–

2005:12 dönemini ve GARCH metodunu kullanmış ve Holland 'ın hipotezini destekler şekilde enflasyon belirsizliğinden enflasyona negatif yönde bir ilişki bulmuştur.

Enflasyon ve enflasyon belirsizliğini inceleyen çalışmalarda bugüne kadar deterministik bir yaklaşım kullanılmıştır. Ancak oynaklıktaki şoklar diğer değişkenlerde dinamik tepkiler yaratabilmektedir. Elder (2004) çalışmasında bu konuya değinmiş ve M-GARCH-in-mean-VAR modellemesi ile enflasyona verilen şokların ekonomideki dinamik etkilerini tahmin etmeye çalışmıştır.

Eğer hem enflasyon hem de enflasyon belirsizliği mevcut ise ARCH/GARCH modelleri ile statik ilişki kurmak yanlış sonuçlar verecektir. Bu nedenle, Türkiye için ilk defa enflasyon-enflasyon belirsizliği dinamik yaklaşım olarak Stokastik Oynaklık modeli ile modellenecek ve enflasyon - enflasyon belirsizliği arasındaki direkt ilişki araştırılacaktır.

Çalışmada, 1983:01- 2006:06 dönemine ait aylık Türkiye Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) kullanılmıştır.



Şekil 4. Enflasyonun Zamana Göre Eğilimi

Analizde kullanılmak üzere enflasyon serisi fiyat endeksinin logaritmik farkı alınarak elde edilmiştir. Enflasyon serisini mevsimsel etkiden arındırmak için Tramo/Seats metodu kullanılmıştır. Ayrıca alınan dönemde 1994:04-1994:05 aylarında yapısal bir kırılmanın varlığı dikkate alınarak bu zaman noktalarında bir diğerlerinde sıfır olan kukla değişken de kullanılmıştır.

Türkiye'nin belirtilen dönem itibariyle enflasyon belirsizliğinin modellenmesinde geleneksel metotlara (ARCH tipi modeller) alternatif olarak SVM modeli kullanılacaktır. Böylece daha önce de belirtildiği gibi enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasındaki dinamik ilişki modele dahil edilmiş olacaktır. Bu çalışmada, (34) ile verilen basit SVM modeli, hem varyans denklemine hem de ortalama denklemine enflasyonun gecikmeli değerleri eklenerek genişletilmiştir. Burada, hem enflasyon oynaklığının enflasyon üzerindeki dinamik etkisini hem de enflasyonun enflasyon oynaklığı üzerindeki dinamik etkisini ölçebilmek amacıyla (34) ile verilen SVM modeli genişletilmiştir. Genişletilmiş modeli

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{s=0}^m \beta_s \sigma^{*2} \exp(h_{t-s}) + \sigma^* \exp(0.5h_t) \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0,1) \quad (51)$$

$$h_t = \sum_{j=1}^p \phi_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^n \delta_i Y_{t-i} + \sigma_\eta \eta_t, \quad \eta_t \sim \text{NID}(0,1)$$

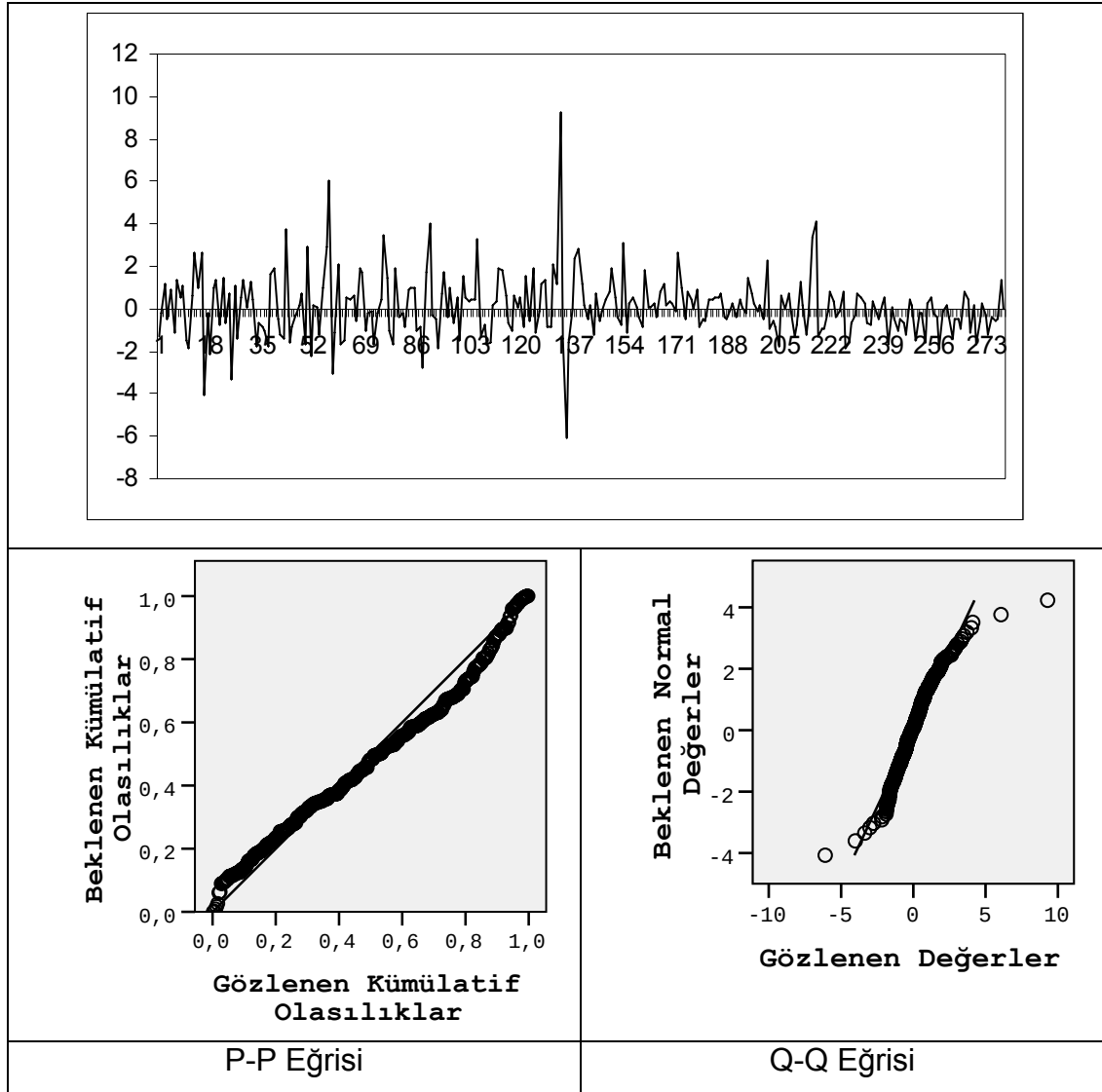
şeklinde vermek mümkündür. Burada Y ile enflasyon, h ile enflasyon belirsizliği (enflasyonun log varyansı) ifade edilmektedir. Çalışmada enflasyonun dinamiklerini yakalamak için, enflasyona ait ortalama denklemi Grier ve Perry (2000) ve Berument v.d. (2005) çalışmalarına paralel olarak AR süreci şeklinde tanımlanmıştır. (46) eşitliği ile verilen SVM modeli için Koopman v.d. (1999) tarafından SsfPack kullanılarak Ox programında yazılan kodlar (51) modeli için tarafımızca geliştirilmiş ve modelin parametre tahmininde kullanılmıştır.

Türkiye’de enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki dinamik ilişki için (39) eşitliği ile ifade edilen SVM modeli parametreleri 1983:01- 2006:06 dönemi için tahmin edilmiştir. Modeldeki enflasyon ve enflasyon belirsizliğine ait uygun gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve parametre tahminlerinin güven aralıkları dikkate alınarak belirlenmiştir. Ayrıca çalışma kapsamına alınan dönem Nisan 1994’de gerçekleşen ekonomik krizi içerdiğinden, bu kırılma etkisini yakalamak amacıyla kukla değişken kullanılmıştır. Tahmin sonuçları Tablo 12 de verilmiştir.

Tablo 12. SV Modelinin Tahmin Sonuçları

	Sabit Terim	Y_{t-1}	Y_{t-2}	Kukla Değişken (1994 :04 ve 1994:05 için 1, diğerleri sıfır)	$\exp(0.5h_t)\varepsilon_t$
Y_t	0.595524 (0.1434; 1.0476)	0.56213 (0.42187; 0.69310)	0.24322 (0.1110; 0.45254)	0.39852 (0.3679; 0.42991)	1.57251 (0.7955; 1.80807)
	h_{t-1}	h_{t-2}	Y_{t-1}	η_t	
h_t	0.33355 (0.1966; 0.5057)	0.42499 (0.367784; 0.484274)	-0.015149 (-0.0397; 0.00940)	0.739095 (0.2487; 1.9473)	
AIC: 1014.73 Q (6) : 22.831 (p_değeri:0.0008) Q (12) : 30.473 (p_değeri:0.003) Q (24) : 40.998 (p_değeri:0.017) Jarque Berra Normallik testi: 5.668737 (p-değeri:0.0587) Kolmogorov Smirnov Z istatistiği: 1.506 (p-değeri: 0.021)					
Not: Köşeli Parantez içindeki değerler %95 de güven aralığı değerleridir Q(i): i- gecikme uzunluğu için Ljung-Box Q istatistikleri.					

Ortalama denklemine ait parametre tahminleri Tablo 12'nin ilk satırında, varyans denklemi parametresi için sonuçlar ise Tablo 12'nin ikinci satırında verilmiştir. Köşeli parantez ile verilen değerler %95 güven düzeyinde parametre tahminlerine ilişkin güven aralıklarıdır. Sonuçlara bakıldığında, varyans denklemindeki Y_{t-1} 'in katsayısı dışında bütün parametre tahminlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Y_{t-1} 'in katsayısı negatif olarak tahmin edilmiş ancak bu katsayının %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak sıfırdan farklı olmadığı sonucuna varılmıştır. Bu Friedman (1977), Ball (1995) ve Berument ve Dinçer (2005)'in farklı ülkeler için bulduğu sonuçlar ile paraleldir. Bununla beraber, enflasyondaki artışın enflasyon belirsizliğini düşürdüğü görülmektedir. Bu öngörüyü sadece Holland (1995) yapmıştır ve modellemesinde enflasyon arttıkça ekonomideki belirsizliğin arttığını düşünen politika yapıcısı ekonomiyi stabilize etmek için, içinde enflasyonu kontrol altına almaya çalışan programları uygulamaya koyuyor. Türkiye'de uygulanan stabilizasyon programlarının ve seçim ekonomilerinin çokluğu bu bulguyu mantıklı kılmaktadır.



Şekil 5. SVM Modeli Standartlaştırılmış Artıklarının Zamana Göre Eğilimi ile P-P ve Q-Q Eğrileri

Ayrıca modelin sağlıklı olup olmadığını ölçmek için, standardize edilmiş artıkların otokorelasyonlu olup olmadıkları 6, 12 ve 24 gecikme uzunluklarında Ljung-Box Q testi ile incelenmiştir. “İlk 6 ve 12 gecikme uzunluğunda otokorelasyonun olmadığı” şeklinde ifade edilen yokluk hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde red edilmiştir. Fakat “İlk 24 gecikme uzunluğunda otokorelasyonun olmadığı” yokluk hipotezi %10 anlamlılık düzeyinde red edilememiştir. Ayrıca standartlaştırılmış artıkların normal dağılıp dağılmadığı Jarque-Berra Normallik testi ve Kolmogorov Smirnov testi ile araştırılmış ve

sırasıyla %5 ve %1 anlamlılık düzeylerinde standartlaştırılmış artıkların normal dağılıma sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Standartlaştırılmış artıkların normal dağılıma sahip oldukları sonucu P-P ve Q-Q eğrileri ile desteklenmektedir. Dolayısıyla modelimiz sağlıklı (robust) olarak nitelendirilmiştir.

Enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişki için kısa dönemli analizi yaptıktan sonra, enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki dinamik (uzun dönemli) etkiyi görebilmek için elde edilen bu model için etki-tepki analizi yapılmıştır. SVM modelinde etki tepki değerlerini bulmak kolay değildir. Çünkü sisteme verilen şoklar Y_t 'yi sadece ortalama aracılığıyla değil varyans aracılığıyla da etkilemektedir. Elder (2004) çalışmasında GARCH-M modeli için benzer şekilde etki-tepki fonksiyonunu elde etmiştir. Bu çalışmada da, etki-tepki fonksiyonu elde edilirken SVM modeli $MA(\infty)$ olarak tahmin edilmiştir

$$\begin{aligned} Y_{t+k} &= \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t+k-1} + \alpha_2 Y_{t+k-2} + \beta \sigma_{t+k}^2 + \sigma_{t+k} \varepsilon_{t+k} \\ &= \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2 L) Y_{t-1} + \beta \sigma_{t+k}^2 + \sigma_{t+k} \varepsilon_{t+k} \\ &= \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2 L) (\alpha_0 + \alpha_1 Y_{t+k-2} + \alpha_2 Y_{t+k-3} + \beta \sigma_{t+k-1}^2 + \sigma_{t+k-1} \varepsilon_{t+k-1}) \end{aligned} \quad (40)$$

Yukarıdaki (40) eşitliği başka bir şekilde aşağıdaki gibi yazılabilir

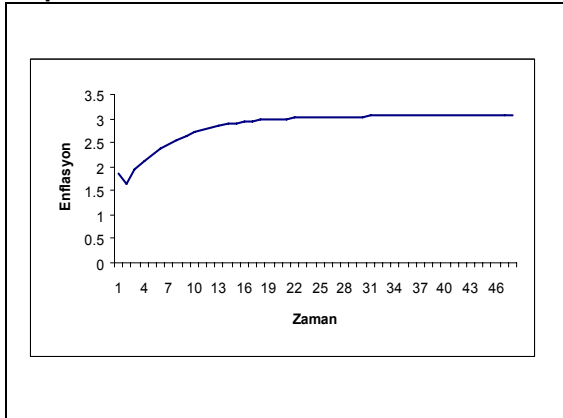
$$\begin{aligned} &= \alpha_0 [1 + (\alpha_1 + \alpha_2) + (\alpha_1 + \alpha_2)^2 + \dots] \\ &\quad + [\beta \sigma_{t+k}^2 + (\alpha_1 + \alpha_2 L) \sigma_{t+k-1}^2 + (\alpha_1 + \alpha_2)^2 \sigma_{t+k-2}^2 + \dots] \\ &\quad + [\sigma_{t+k} \varepsilon_{t+k} + (\alpha_1 + \alpha_2 L) \sigma_{t+k-1} \varepsilon_{t+k-1} + (\alpha_1 + \alpha_2)^2 \sigma_{t+k-2} \varepsilon_{t+k-2} + \dots] \\ &= \alpha_0 \sum_{i=0}^{\infty} (\alpha_1 + \alpha_2)^i + \beta \sum_{i=0}^{\infty} (\alpha_1 + \alpha_2 L)^i \sigma_{t+k-i}^2 + \sum_{i=0}^{\infty} (\alpha_1 + \alpha_2 L)^i \sigma_{t+k-i} \varepsilon_{t+k-i} \end{aligned} \quad (41)$$

Burada L, gecikme operatörüdür ve eğer $\alpha_1 + \alpha_2 L$ karakteristik kökleri birim çemberin dışında ve $|\phi| < 1$ ise, (41) eşitliğini aşağıdaki gibi yazmak mümkündür

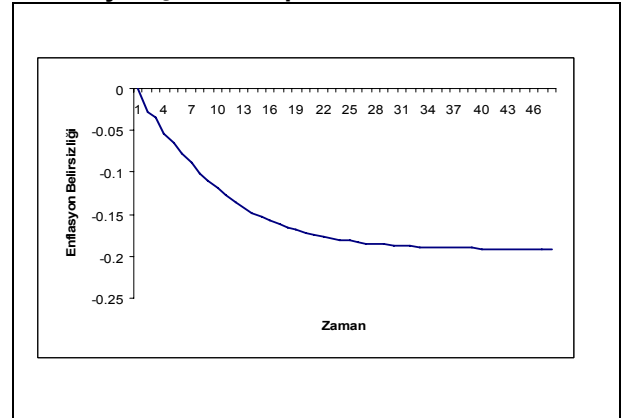
$$Y_{t+k} = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1-\alpha_2} + \beta \sum_{i=0}^{\infty} (\alpha_1 + \alpha_2 L)^i \left\{ \sigma^2 \exp\left(\frac{\sigma_{\eta} \eta_{t+k-i}}{1-\phi L}\right) \right\} + \sum_{i=0}^{\infty} (\alpha_1 + \alpha_2 L)^i \left\{ \sigma^2 \exp\left(\frac{\sigma_{\eta} \eta_{t+k-i}}{1-\phi L}\right) \right\}^{0.5} \varepsilon_{t+k-i} \quad (42)$$

Burada $\partial E(y_{t+k} | \varepsilon, \eta, \Omega_t) / \partial \eta_t$ kısmi türevinin alınmasıyla, farklı k zaman dönemlerindeki η_t birim şokuna karşılık Y_t 'nin verdiği tepkileri bulunur. Aynı hesaplamayı h_t için de yapmak mümkündür. 48 dönem için elde edilen etki tepki sonuçları Şekil 6–9 olarak verilmiştir.

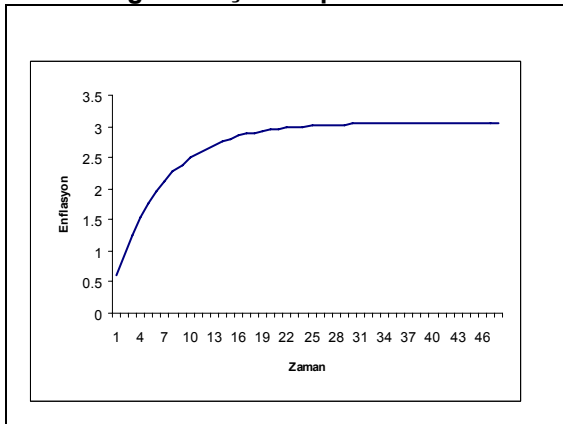
Şekil 6. Enflasyonun enflasyon şokuna tepkisi



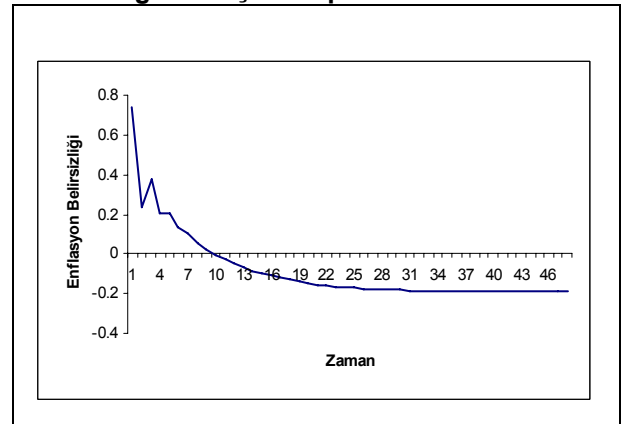
Şekil 7. Enflasyon belirsizliğinin enflasyon şokuna tepkisi



Şekil 8. Enflasyonun enflasyon belirsizliğindeki şoka tepkisi



Şekil 9. Enflasyon belirsizliğinin enflasyon belirsizliğindeki şoka tepkisi



Şekil 6–9. Enflasyon ve Enflasyon Belirsizliği İçin Etki Tepki Fonksiyonları

SVM modeli parametre tahminlerini kullanarak elde edilen etki-tepki sonuçlarına göre, enflasyonun kendisini pozitif, enflasyon belirsizliğinin ise kendisini negatif etkilediği görülmektedir. Enflasyona verilen bir standart sapmalı şok sonucunda enflasyon belirsizliğinin negatif etkilendiği söylenebilir. Bunun nedeni olarak, yüksek enflasyon ile birlikte hükümetlerin acil uyguladıkları istikrar politikaları ve hiçbir zaman hiper enflasyona gitmeyen Türkiye ekonomisi gösterilebilir. Diğer bir bulgu ise enflasyon belirsizliğinin kısa dönemde enflasyonu pozitif etkilediği daha sonra bu etkinin devamlı kaldığıdır (Şekil 8). Sonuç olarak, Türkiye’de belirtilen dönem itibariyle yüksek enflasyonun enflasyon belirsizliğini kısa ve uzun dönemde düşürdüğü fakat kısa dönemde enflasyon belirsizliği enflasyonu etkilemezken uzun dönemde enflasyon belirsizliğinin enflasyonu artırdığı bulunmuştur. Buradan çıkacak sonuçlar şunlardır: 1. Türk ekonomik politika yapıcılarının uyguladıkları ekonomik politikalarla, ekonomide yaşanan şokların kontrolden çıkıp hiper enflasyona çıkmasına izin vermemişlerdir. 2. Uzun dönemde enflasyon belirsizliğine verilen şokun enflasyona etkisi kalıcıdır (Şekil 8). Bu ise politika yapıcılarının pozitif enflasyon şokundan kaçınmaları ve mümkünse yaratılacak negatif enflasyon şoklarıyla enflasyonu kalıcı bir şekilde indirmeleri mümkün olacaktır. 3. Her ne kadar enflasyona verilen şok enflasyonu yukarıda tutuyorsa da (Şekil 6) enflasyon belirsizliği kalıcı etki yaratmaktadır (Şekil 8); bu ise diğer bir ifadeyle enflasyon belirsizliğine şok yaratılarak enflasyonu düşürmek (Avrupa Birliği bakışı ve artan Merkez Bankası bağımsızlığı gibi), enflasyon ile mücadelede uygulanabilecek bir politikadır. Son dönemde döviz kuru hareketi (servis ve ticarete konu olan mallarının arasındaki fiyat makasının artması) ile düşen enflasyonun para ve mali politikası dışı dışsal faktörlü etkilerden kaynaklanıyor olabilir.

SONUÇ

Bir risk ölçütü olan oynaklığın yönü ve büyüklüğü, gerek finansal düzeyde piyasanın gelecekteki durumuna dair beklentileri hakkında bilgi vermesi bakımından gerekse makroekonomik düzeyde ekonomideki karar alıcıların finansal istikrarı sağlamadaki ve kriz yönetimleri sırasındaki politika seçimlerinde çok önemli bir bilgidir. Oynaklığın risk yapıcılar ve ekonomik birimler için bu kadar önemli olması oynaklığın modellenmesinin önemini de artırmaktadır. Türkiye'nin de finansal piyasasının hem dış piyasalardan hem de yurt içindeki gelişmelerden etkilendiği ve bu etkinin yine makro değişkenleri etkilediği geçmişte yaşanan krizlerden bilinmektedir. Bu doğrultuda, bu çalışmada Türkiye'nin finansal piyasasının ve makroekonomik oynaklık yapıları otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modelleri ve henüz Türkiye'de çok uygulaması olmayan stokastik oynaklık modeli (SV) ile incelenmiştir. Türkiye ekonomisinin ve finans piyasasının oynaklık yapısını ortaya koymak amacıyla, çalışmada üç uygulama yapılmıştır.

İlk uygulamada, Türkiye'nin ekonomisini ve finans yapısını temsil eden ve birlikte hareket ettikleri düşünülen değişkenler çalışma kapsamına alınmıştır. Burada, makroekonomik içeriğinden başka, tüm finansal işlemler için önemli bir unsur olan faiz oranları ve döviz kuru oynaklıkları incelenmiş ve modellenmiştir. Ayrıca, altın fiyatları, İMKB 100, gayrimenkul yatırım ortaklığı (GMYO) gibi finansal değerleri olan değişkenlerin oynaklıkları modellenmiştir. Çalışma kapsamına alınan makro ve finans değişkenlerinin çoğunun oynak bir yapı sergileri görülmüştür. Elde edilen bu bulgu Dünya Bankası'nın Türkiye'yi ılımlı oynak bir ülke olarak sınıflandırması sonucu ile tutarlıdır. Özellikle finansal değişkenlerin oynaklık kümelenmelerine sahip ve dağılımları basık olması, risk hakkında bilgi edinmeyi ve riski önceden öngörebilmeyi güçleştirmektedir. Dolayısıyla, çalışmada elde edilen oynaklık modellerinin risk yapıcılara ve araştırmacılara yardımcı olabileceği

düşünülmektedir. Ayrıca finansal ve makro değişkenlerinin bir kısmının oynaklık yapılarının asimetrik olduğu sonucu elde edilmiştir ki bu sonuç yine literatürdeki birçok çalışma ile tutarlıdır. Piyasaya gelen kötü haber 2030 vadeli eurobond, 8 yıllık TL cinsinden hazine bonosu, döviz kurundaki değer kaybı ve metal_eşya'daki oynaklığı iyi habere göre daha fazla artırmıştır. Buna karşın, piyasaya gelen iyi haber DİBS, 30 yıllık TL cinsinden hazine bonosu ve altın endeksindeki oynaklığı kötü habere göre daha fazla artırmıştır. Türkiye içinde ve dışında gelişen iyi ve kötü olayların finansal değişkenleri asimetrik şekilde etkilediği görülmüştür. Bu sonuç dikkate alınarak Türkiye borsasının asimetrik yapısının incelenmesi gerektiği düşünülmüş ve ikinci uygulamaya geçilmiştir.

Türkiye borsasının da iç ve dış gelişmelerden nasıl etkilendiğini araştırmak ve asimetrik yapısını ortaya koymak amacıyla çalışmanın ikinci uygulamasında, İMKB 100 endeksi oynaklığının asimetrik yapısı GARCH-M modellemesine ilave olarak SVM modellemesi ile incelenmiştir. SVM modeli beklenen getiri ve oynaklık arasındaki ilişkiyi vermekle birlikte aynı zamanda oynaklık geri beslemesini de ölçmektedir. SVM modelinin bu özelliği ile GARCH-M modeline üstünlük sağlaması nedeniyle çalışmada kullanılmıştır. GARCH-M tahmin sonuçlarına göre İMKB-100 endeksinde beklenen getiri ile beklenen oynaklık arasında pozitif bir ilişki bulunmuş ancak bu ilişkinin sıfırdan farklı olduğu yokluk hipotezi red edilememiştir. Başka bir ifadeyle, piyasaya gelen iyi haber (kötü haber) İMKB'de hisse fiyatlarını ve piyasa oynaklığını artırma (azaltma) eğiliminde ancak bu eğilim istatistiksel olarak anlamlı görülmemektedir. Buna karşın SVM tahmin sonuçlarında zayıf negatif bir ilişki gözlenmiştir. Başka bir ifadeyle piyasaya gelen kötü bir haber fiyatlarda ve piyasa oynaklığında iyi haberin etkisine göre daha fazla etkiye sahiptir. Beklenen getiri ile oynaklık arasındaki ilişkilerin bu iki modelde farklı olması direkt olarak SVM modelinin yapısına bağlıdır. İMKB borsasında beklenen getiri ile beklenen oynaklık arasında zayıf negatif bir ilişkinin var olduğu bulgusu İMKB endeksinde güçlü olmayan kaldıraç etkisinin de var olduğu anlamına gelmektedir. Beklenen getirinin en iyi yatırımı yapmada

önemli bir değişken olması ve beklenen oynaklık ile ilişkili olması yatırımcılar için bu ilişki hakkında bilgi sahibi olmalarını önemli kılmaktadır. Dolayısıyla, bu bölümde elde edilen sonuçta İMKB ulusal 100 endeksinde anlamlı bir kaldıraç etkisinin olmadığı buna karşın negatif geri beslemenin varlığından söz etmek yatırımcılar için önemli bir bilgi olacaktır. Çünkü endekste meydana gelecek küçük şoklar eş zamanlı olarak endeks değerinin artmasına neden olacaktır. Dolayısıyla bu bilginin en iyi yatırımlarını yapmada yatırımcılara ışık tutacağı düşünülmektedir.

Makro düzeyde ekonomideki belirsizliğin en büyük ölçütü olan enflasyon belirsizliğinin modellenmesi üçüncü uygulama olarak ele alınmıştır. Daha önce yapılan çalışmalara bakıldığında enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişki ARCH/GARCH modelleri ile incelenmiş, ancak bu çalışmada enflasyon dinamiklerini yakalamak amacıyla dinamik bir model olan SVM modeli kullanılmıştır. SVM modeli ile enflasyon belirsizliği gözlenemeyen bir değişken olarak modele ilave edilmiş ve tahmin edilmiştir. Daha sonra SVM modeli parametre tahmin sonuçları kullanılarak etki tepki değerleri elde edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre, 1983:01– 2006:06 dönemi itibariyle Türkiye’de yüksek enflasyonun enflasyon belirsizliğini kısa ve uzun dönemde düşürdüğü gözlenmiştir. Buna karşın, kısa dönemde enflasyon belirsizliği enflasyonu etkilemezken uzun dönemde artırdığı bulunmuştur. Elde edilen bulgulardan, Türk ekonomik politika yapıcılarının uyguladıkları ekonomik politikalarla, ekonomide yaşanan şokların kontrolden çıkıp hiper enflasyona çıkmasına izin vermemiş oldukları söylenebilir. Ayrıca, uzun dönemde enflasyon belirsizliğine verilen şokun enflasyona etkisinin kalıcı olması politika yapıcıların pozitif enflasyon şokundan kaçınmaları ve mümkünse yaratılacak negatif enflasyon şoklarıyla enflasyonu kalıcı bir şekilde indirmelerini mümkün kılacaktır. Her ne kadar enflasyona verilen şok enflasyonu yukarıda tutuyorsa da enflasyon belirsizliği kalıcı etki yaratmaktadır. Bu ise enflasyon belirsizliğinde şok yaratılarak enflasyonu düşürmek (Avrupa Birliği perspektifi ve artan Merkez Bankası bağımsızlığı gibi), enflasyon ile mücadelede uygulanabilecek bir politikadır.

Elde edilen sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde, çalışma kapsamındaki zaman aralığında Türkiye'nin ılımlı oynaklığa sahip olduğu ve Türkiye ekonomisinin ve finansının hem kendi iç gelişmelerinden hem de dış gelişmelerden kolaylıkla etkilendiği görülmektedir. Dolayısıyla, etkileşimlerin sonucu sistemde ortaya çıkan oynaklıkların modellenmesi yapılmalıdır. Gerek finansal piyasada karar vericilerin en iyi yatırımını belirlemesi sırasında gerekse ekonomik birimlerin politika seçimi ve kriz yönetimi sırasında kararlarının etkinliğini artırmak için makro ve finansal oynaklıkları dikkate almalı ve ekonometrik çıkarımları kullanmalıdır. Bankacılık sistemi ile riskin çok yüksek olduğu finans şirketlerinin Basel II'ye geçiş sürecinde ve sonrasında güçlü bir risk yönetimine sahip olmaları gerektiğinden risk ölçüm metodlarını çeşitlendirmelidir. Bankacılıkta ve finansal piyasalarda risk ölçümü olarak kullanılan riske maruz değer ölçümlerinde ARCH/GARCH modellerinin yanında SV modelleri de kullanılabilir.

KAYNAKÇA

ABRAMOWITZ, Milton, STEGUN, Irena A.; **Handbook of Mathematical Functions**, New York: Dover Publications Inc., 1970.

AKÇAY, O.Cevdet, ALPER, C. Emre ve KARASULU, Meral; "Currency substitution and exchange rate instability: The Turkish case", **European Economic Review**, 41, 1997, s: 827–835

AKEL, Veli; "Finansal Yenilikler Ve Risk Yönetimi Tekniklerinin Finansal Gelişmişlik Üzerine Etkileri", Ders Notları, 2006.

AKGİRAY, Vedat; "Finansal Yeniliklerin Ve Risk Yönetiminin Ekonomik Kalkınmaya Katkıları", **İMKB Dergisi**, Cilt:2, No:5, 1998.

AKGÜL, Işıl, SAYYAN, Hülya; "İMKB–30 Hisse Senedi Getirilerinde Volatilitenin Asimetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile Öngörüsü", **T.C. Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Yüksekokulu 2005 Geleneksel Finans Sempozyumu Tebliğleri**, 2005.

ANDERSON, H.M., 1997 "Transaction Costs and Non-linear Adjustment Towards Equilibrium in the US Treasury Bill Market", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 59: 465–484

APAK, Sudi, UZUNOĞLU, Sadi ve ATAĞİŞİ, Ahmet; "Enerji Pazarında Avrasya Ülkelerinin Küresel Etkinliğinin Artırılmasında Finansal Piyasaların Önemi", Küreselleşme Bağlamında Avrasya Toplumlari, Uluslararası Atatürk Alatau Üniversitesi, Bişkek, 2006.

ARAT, Kürşad; "Türkiye’de Optimum Döviz Kuru Rejimi Seçimi Ve Döviz Kurlarından Fiyatlara Geçip Etkisinin İncelenmesi", TCMB Uzmanlık Tezi, 2003.

ARDIÇ, Oya Pinar, DAMAR, Evren H.; "Financial Sector Deepening and Economic Growth: Evidence from Turkey", MPRA Paper 4077, University Library of Munich, Germany, Kasım 2006.

ASKON (Anadolu Aslanları İş Adamları Derneği) Ekonomi Raporları:8 ve ASKON Araştırma Raporları:9, Nisan 2007

ASLAN, Özgür, KÜÇÜKAKSOY, İsmail; "Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Ekonomisi Üzerine Ekonometrik Bir Uygulama", Ekonometri ve İstatistik, Sayı: 4,2006, s. 12–28.

AYSU, Gökçe; “Mali Serbestleşmenin Krizler Üzerindeki Etkisi”, Boğaziçi Üniversitesi İşletme ve Ekonomi Klübü, 2003, <http://www.buik.boun.edu.tr/subcommittee/ekonomik>

BAHÇECİ, Sema; “Ortodoks ve heterodoks istikrar programları: Seçilmiş ülke örnekleri ve 1994 Türkiye deneyimi”, DPT Uzmanlık Tezi, 2000, v, 153s. tab. (DPT. 2477)

BAILLIE, Richard T., DeGENNARO, Ramon P.; “Stock Returns and Volatility”, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 25, 1990, s. 203–214.

BALL, Laurance; “Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?”, *Journal of Monetary Economy*, 29, 1992, s. 371–388, Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurulu, Bankacılık Sektörü Yeniden Yapılandırma Programı ile İlgili Basın açıklaması, 18.11.2002.

www.tmsf.org.tr/documents/ilanlar/tr/18112002_bddk.doc

Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurulu, Gelişme Raporu-Yönetici Özeti, 2002

BANSAL, Ravi, LUNDBLAD, Christian; “Market Efficiency, Fundamental Values, and Asset Returns in Global Equity Markets”, **Journal of Econometrics**, 109, 2002, s.195–237.

BECK, Thorsten, LEVINE, Ross, ve LOAYZA, Norman; “Financial Development and the Sources of Growth,” **Journal of Financial Economics**, Vol. 58 (1-2), 2000, s. 261–300.

BERÜMENT, Hakan, FROYEN, Richard, T.; “Monetary Policy And Long Term Interest Rates: Evidence From Weekly Data,” **Journal of Macroeconomics**, vol. 28, 2006, s. 737–751.

BERÜMENT, Hakan, DİNCER, Nergiz N.; “Inflation and Inflation Uncertainty in the G-7 Countries”, **Physica A**, 348, 2005, s. 371–379.

BERÜMENT, Hakan, KILINÇ, Zübeyir ve ÖZLALE, Ümit.; “The Missing Link Between Inflation Uncertainty And Interest Rates”, **Scottish Journal of Political Economy**, Vol. 52, No. 2, 2005, s. 222–241.

BERÜMENT, Hakan, DİNÇER, Nergiz; “The Effects Of Exchange Rate Risk On Economic Performance: The Turkish Experience”, **Applied Economics**, 2004, 36, s. 2429–2441.

BERÜMENT, Hakan, GÜNAY, Aslı; “Exchange Rate Risk And Interest Rate: A Case Study Of Turkey”, **Open Economies Review**, vol. 14, 2003, s. 19–27.

BERÜMENT, Hakan, PAŞAOĞULLARI, Mehmet; “Effects Of The Real Exchange Rate On Output And Inflation: Evidence From Turkey”, **The Developing Economies**, XLI-4, 2003, s. 401–35.

BERÜMENT, Hakan, METİN-OZCAN, Kivılcım ve NEYAPTI, Bilin; “Modelling inflation uncertainty using EGARCH: an application to Turkey”, <http://www.econturk.org/Turkisheconomy/kivil2.pdf> , (2001).

BENCIVENGA, Valerie R., SMITH, Bruce D., ve STARR, Ross M.; “Transactions Costs, Technological Choice, and Endogenous Growth,” **Journal of Economic Theory**, Oct. 1995, 67(1), s. 153–77.

BENCIVENGA, Valerie R., SMITH, Bruce D., “Financial Intermediation and Endogenous Growth,” **Review of Econometric Study**, Apr. 1991, 58(2), s. 195–209.

BİNAY, Şükrü., KUNTER, Kürşat; “Mali Liberalleşmede Merkez Bankası’nın Rolü: 1980-1997”, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Arastırma Genel Müdürlüğü Tartışma Tebliği No: 9803, 1998.

BLACK, Fischer; “Studies of stock price volatility changes”. In Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economic Statistics Section, **American Statistical Association**, 1976, s.177-181.

BLANCHARD, Olivier; **Macroeconomics**, New York: Prentice Hall, 2. baskı, 2000.

BOLLERSLEV, Tim; “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity”, **Journal of Econometrics**, sayı 31, 1986, s. 307-27

BOSCHER, Hans, FRONK, Eva-Maria ve PIGEOT, Iris; “Forecasting interest rates volatilities by GARCH (1; 1) and stochastic volatility models”, Statistical Papers [Formerly: Statis-tischen Hefte), sayı: 41, no: 4, 2000, s: 409-422.

BOX, George .E.P., JENKINS, Gwilym M.; **Time Series Analysis: Forecasting And Control**, San Francisco: Holden-Day, 1970.

BROTO, Carmen, RUIZ, Esther; “Estimation Methods For Stochastic Volatility Models: A Survey”, **Journal of Economic Surveys**, vol:18, No:5, 2005.

CAMPBELL, Y. John ve HENTSCHEL, Ludger; “No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns”, **Journal of Financial Economics**, sayı 31, 1992, s. 281–318.

CAMPBELL, J.Y. ve P. PERRON, 1991 “Pitfall and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots”, NBER Macroeconomics Annual 1991, Edited by O.J. Blanchard ve S. Fischer, s. 1444–201, Cambridge

CASELLA, George ve BERGER, Roger L.; **Statistical Inference**, Watdsworth Group, 2002

CHIB, Siddhartha, NARDARI, Federico ve SHEPHARD Neil; “Markov Chain Monte Carlo methods stochastic volatility models”, **Journal of Econometrics**, 2002, 108, s. 281–316.

CHRISTIE, A. A.; “The Stochastic Behaviour of Common Stock Variances—Value, Leverage and Interest Rate Effects”, **Journal of Financial Economics**, sayı 10, 1982, s. 407–432.

CHOU, Ray Yeutien; “Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH”, **Journal of Applied Econometrics**, 3, 1988, s: 279–294.

CHU, Chia-Shang James; “Detecting Parameter Shift in GARCH Models”, **Econometric Reviews**, 14, 1995, s: 241–266.

COOK, Timothy, HAHN Thomas; “The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s.” **Journal of Monetary Economics**, Kasım 1989a, 24(3), s. 331–51.

CUKIERMAN, Alex; **Central Bank Strategy, Credibility And Independence: Theory And Evidence**, MIT Press, Cambridge, Mass, 1992.

CUKIERMAN, Alex, MELTZER, Allan; “A Theory of Ambiguity, Credibility and Inflation Under Discretion and Asymmetric Information”, **Econometrica**, sayı 54, 1986, s.1099–1128.

ÇEKEROL, Kamil, GÜRBÜZ Hüseyin; “Reel Döviz Kuru Değişimleri ile Sektörel Dış Ticaret Fiyatları Arasındaki Uzun Dönem İlişki” http://www.econturk.org/turkiyeekonomisi/odtu_kamil.pdf, 2004

DANIELSSON, Jon, RICHARD Jean-Francois; “Accelerated Normal Importance Sampler with Application. to Dynamic Latent Variable Models”, **Journal of Applied Econometrics**, 8, 1993, s: 153– S173.

DENİZER, Cevdet, İYİGÜN, Murat F. ve OWEN, Ann L; “Finance And Macroeconomic Volatility”, Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers, Sayı: 670, 2000.

DEVEREUX, Michael B., SMITH, Gregor W. "International Risk Sharing and Economic Growth", **International Economic Review**., Aug. 1994, 35(4), s. 535–50.

DİNÇER, Nergiz; "Döviz Kuru Dalgalanmalarının Asimetrik Etkileri: Türkiye Örneği", DPT Uzmanlık Tezi, 2005

DOMAÇ, İlker; "Are devaluations contractionary?" **Journal of Economic Development**, Vol: 22, 1997, s:145–163.

DORNBUSCH, Rudiger; **Open Economy Macroeconomics**, 2nd Edition, New York, 1988.

DPT, Temel Ekonomik Göstergeler, 1990.

DUFFIE, D. ve K.J. SINGLETON; "Simulated Moment Estimation of Markov Models of Asset Prices", **Econometrica**, 61, 1993, s:929-952.

DURBIN, James, KOOPMAN, Siem Jan; "Monte Carlo Maximum Likelihood For Non-Normal State Space Models", **Biometrika**, sayı 84, 1997, s. 669-684.

DUYGULU, A. Aylin; "Döviz Kuru İstikrarının Ekonomik İstikrar Açısından Değerlendirilmesi", **DEÜ, İİBF Dergisi**, sayı 1, 1998.

ELDER, John; "Another perspective on the effects of inflation uncertainty", **Journal of Money, Credit, and Banking**, cilt 36, sayı 5, 2004, s.911-928.

ENDERS, Walter; **Applied Econometric Time Series**, John Wiley and Sons, 2004, Printed in the United States of America

ENGLE, Robert F; "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", **Econometrica**, sayı 50, 1982, s. 987–1007.

ENGLE, Robert F, LILIEN, David M, ve ROBINS, Russell P.; "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model," **Econometrica**, sayı 55, 1987, s. 391-408.

ENGLE, Robert F., NG, Victor K; "Time-Varying Volatility and the Dynamic Behavior of the Term Structure," **Journal of Money, Credit and Banking**, Blackwell Publishing, sayı 25(3), 1993, s. 336-49

ERİM, Neşe, TÜRK, Armağan; "Finansal Gelişme Ve İktisadi Büyüme", **Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, No: 10, Sayı: 2, 2005, s. 21–45.

FRANSES, Philip Hans, DIJK, Dick van, **Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance**, Fourth Printing, Cambridge University Pres, 2004

FRENCH, Kenneth R., SCHWERT, William G., ve STAMBAUGH, Robert F.; "Expected stock returns and volatility", **Journal of Financial Economics**, sayı 19, 1987, s. 3–30.

FRIEDMAN, Milton.; "Nobel Lecture: Inflation And Unemployment", **Journal of Political Economy**, sayı 85, 1977, s. 451–472.

FRIEDMAN, Moshe, HARRIS, Lawrence; "A Maximum Likelihood Approach for Non-Normal Stochastic Volatility Models", **Journal Business and Economic Statistics**, 16, 1998, ss:284–291

GALLANT, A. Ronald, HSİEH, David A. ve TAUCHEN, George E; "Estimation of stochastic volatility models with diagnostics", **Journal of Econometrics**, 81, 1997, ss:159–192.

Gamgam, Hamza; **Parametrik Olmayan İstatistiksel Teknikler**, Ankara: Gazi Üniversitesi Yayını, 1998.

GEWEKE, John, "Bayesian comparison of econometric models" Working paper, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minnesota, 1994

GLOSTEN, Lawrence R., JAGANATHAN, Ravi ve RUNKLE, David; "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks," **Journal of Finance**, sayı 48, 1993, s.1779-1801

GREEN, H. William. **Econometric Analysis**, 5th Edition, 2003, Prentice Hall.

GREENWOOD, J., JOVANOVICH, B. "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income", **Journal of Political Economy**, Vol.98, 1990, pp.1076-1104.

GOLDSTEİN, Morris ve TURNER, Philip; Yükselen Ekonomilerde Bankacılık Krizleri, Dünya Basımevi, 1999.

GORDON, Robert J.; "Steady Anticipated Inflation: Mirage or Oasis?", **Brookings Papers on Economic Activity**, sayı 2, 1971, s. 499-510.

GRIER, Kevin, PERRY, Mark J.; "On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries", **Journal of International Money Finance**, sayı 17, 1998, s. 671–689.

GRIER, Kevin, PERRY, Mark J.; "The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some GARCH-M evidence", **Journal of Applied Econometrics**, cilt 15, sayı 1, 2000, s.445-58.

GOURIEROUX, Crest., MONFORT, A. ve RENAULT E.; "Indirect inference", **Journal of Applied Econometrics**, 8, 1993, ss:85-118

GÜLOĞLU, Bülent, ALTUNOĞLU, Ender; "Finansal Serbestleşme Politikaları Ve Finansal Krizler: Latin Amerika, Meksika, Asya Ve Türkiye Krizleri", 2002, İstanbul **Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi**, No:27

HARVEY, Andrew C., RUIZ, Esther, ve SHEPHARD, Neil; "Multivariate stochastic variance models", **Review of Economic Studies**, 61, 1994, 247-64.

HARVEY, Andrew C., STREIBEL, Mariane.; "Testing For A Slowly Changing Level With Special Reference To Stochastic Volatility", **Journal of Econometrics**, sayı 14: 1998, s. 429-434.

HOL, E. ve KOOPMAN, Siem Jan; "Stock index volatility forecasting high frequency data", Tinbergen Institute Discussion Paper, 2002.

HOLLAND, Steven; "Comment On Inflation Regimes And The Sources Of Inflation Uncertainty", **Journal of Money, Credit and Banking**, sayı 25, 1993, s. 514–520.

HOLLAND, Steven.; "Inflation And Uncertainty: Tests For Temporal Ordering", **Journal of Money Credit Banking**, sayı 27, 1995, s. 827–837.

JACQUIER, E., POLSON, N.G., ROSSI, P.E., "Bayesian analysis of stochastic volatility models (with discussion)". **Journal of Business and Economic Statistics**, 12, 1994, ss:371– 389.

JAPPELLI, Tullio, PAGANO, Marco. "Saving, Growth, and Liquidity Constraints," **Quart. J. Econ.**, Feb. 1994, 109(1), pp. 83–109.

JERMANN, Urban, QUADRİNİ, Vincenzo; "Financial Innovations and Macroeconomic Volatility", **Working Paper**, 2007 www-rcf.usc.edu/~quadrini/papers/FSpap.pdf

JOHN, Thornton; "The relationship between inflation and inflation uncertainty in emerging market economies", **Southern Economic Journal**, sayı 73, No. 4, 2007, s. 858–870.

KANDIL, Magda E.; "The Asymmetric Effects Of Exchange Rate Fluctuations: Theory And Evidence From Developing Countries," IMF Working Paper, WP/00/184, 2000.

KAR, Muhsin, PENTECOST, Eric; "Financial Development and Economic Growth in Turkey: Further Evidence on the Causality Issue" Loughborough University, Economic Research Paper No. 00/27, 2000.

KIM, Sangjoon, SHEPHARD, Neil; "Stochastic Volatility Optimal Likelihood Inference and Comparison with ARCH models", Yayınlanmamış çalışma, Nuffield College, Oxford, 1994

KIM, Sangjoon, SHEPHARD, Neil ve CHIB, Siddhartha; "Stochastic volatility: likelihood inference and comparison with arch models", **Review of Economic Studies**, sayı: 65, 1998, 361–394.

KING, Robert, G., Levine, Ross; "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right", **The Quarterly Journal of Economics**, Vol. 108 (3), 1993, ss. 717–738.

KNIGHT, John, L., Yu, Jun; "The Empirical Characteristic Function in Time series Estimation", **Econometric Theory**, 18, 2002, s: 691-721.

KOOPMAN, Siem Jan, SHEPHARD, Neil ve DOORNIK, Jurgen, A.; "Statistical algorithms for models in state space form using SsfPack 2.2". **Econometrics Journal** ,2,1999, s: 113-166.

KOOPMAN, Siem Jan, USPENSKY, Eugenie Hol; "The Stochastic Volatility in Mean Model: Empirical Evidence From International Stock Markets", **Journal of Applied Econometrics**, sayı 17, 2002, s. 667 – 689.

KÖSE, M. AYHAN, ESWAR S. P. ve M. E. TERRONES; "Financial Integration and Macroeconomic Volatility", IMF Staff Papers, Special Issue, International Monetary Fund, sayı 50, 2003, s. 119- 142.

KÜÇÜK, Erdoğan; ""Küreselleşen Dünya ve Türkiye", 2000, <http://www.kktcmb.trnc.net/baskan-konusma/lira-s14-04-00-a.pdf>

LEVINE, Ross. "Stock Markets, Growth, and Tax Policy,"**Journal of Finance**, Sept. 1991, 46(4), s. 1445–65.

LEVINE, Ross, "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", **Journal of Economic Literature**, Vol. 35, No: 2, 1997, s: 688–726.

LEVINE R., LOAYZA N., ve T. BECK "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes" *Journal of Monetary Economics*, vol: 16, no:1, 2000, ss:31-77

LEVINE, Ross ve ZERVOS, Sara; "Stock Markets, Banks, and Economic Growth", **American Economic Review**, 88, 1998, s. 537–558.

LJUNG, G. M. ve BOX, G. E. P.; "On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models", **Biometrika**, sayı 65, 1978, s. 297-303.

MANDELBORT, B. (1963) "The Variation of Certain Speculative Prices", **Journal of Business**, Vol. 36, 394–419.

MANGIR, Fatih; "Finansal Deregölasyonun (1989–2001) Türkiye Ekonomisi Üzerine Etkileri: Kasım 2000 Ve Şubat 2001 Krizleri" **Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, sayı 16, 2006.

MAZIBAŞ, Murat; "İMKB Piyasalarındaki volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH modelleri ile Bir Uygulama", VII. Ulusal Ekonometri Ve İstatistik Sempozyumu 26 – 27 Mayıs 2005.

McLEOD, A.I. ve Lİ., W.K.; "Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared-Residual Autocorrelations", **Journal of Time Series Analysis**, sayı 4, 1983, s. 269-273.

MEADE, James Edward; **The Theory of International Economic Policy, I: The Balance of Payment**, Oxford: Oxford University Pres, 1951.

MELINO, Angelo, TURNBULL Stuart M.; "Pricing foreign currency options with stochastic volatility", **Journal of Econometrics**, 45,1990, ss: 239–265.

MÜSLÜMOV, Alövsat, ARAS, Güler; "Sermaye piyasası gelişmesi ve ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisi: OECD ülkeleri örneği", **İşletme İktisat Finans Dergisi**, Yıl 17, Sayı 198 Eylül 2002.

NAKAGAWA, Shinobu, OSAWA, Naoto; "Financial Market And Macroeconomi Volatility – Relationships And Some Puzzels", working paper 2000. <http://www.boj.or.jp/en/type/ronbun/ron/wps/kako/data/cwp00e09.pdf>

NAS, Tevfik F., PERRY, Mark. J.; "Inflation, inflation uncertainty, and monetary policy in Turkey: 1960-1998", **Contemporary Economic Policy**, cilt 18, sayı 2, 2000, s.170-180.

NELSON, Daniel .B.; "Conditional Heteroscedasticity İn Asset Returns : A New Approach" **Econometrica**, sayı 59, 1991, s. 347-370.

NEYAPTI, Bilin; "Inflation and inflation uncertainty in Turkey: evidence from the past two decades", **Yapi Kredi Economic Review**, 2000.

OBSTFELD, Maurice; "Risk-Taking, Global Diversification, and Growth," **American Economic Review**, Dec. 1994, 84(5), s. 10–29.

OKSAY, Suna; “Finansal Piyasalarda Yeni Yasal Düzenlemeler (Reregulation) İhtiyacı Ve Türk Finans Sistemi”, **Marmara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Öneri Dergisi**, Haziran 2000

OKSAY, Suna; “OECD Ülkelerinde ve Türkiye’de Sigorta Sektörünün Ekonomik Büyümeye Etkisi”, Geleneksel Finans Sempozyumu BSY ve BSE Marmara Üniversitesi, 28 Mayıs 2004.

OKUN, Arthur; “The Mirage of Steady Inflation”, **Brookings Papers on Economic Activity**, sayı 2, 1971, s. 485–498.

ONUR, Sara; “Finansal Liberalizasyon ve GSMH Büyümesi Arasındaki İlişki”, **ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi**, Cilt 1, Sayı 1, 2005.

ÖZER, Mustafa; **Finansal Krizler, Piyasa Başarısızlıkları ve Finansal İstikrarı Sağlamaya Yönelik Politikalar**, Anadolu Üniversitesi Basımevi, Eskişehir, 1999.

ÖZER, Mustafa, TURKYİLMAS S.; “A Time Series Analysis of Inflation and Inflation Variability in Turkey”, **Iktisat, İşletme ve Finans Dergisi**, sayı 20, 2005, s. 229.

ÖZTÜRK, İlhan, ACARAVCI, Ali; “The Effects Of Exchange Rate Volatility On The Turkish Export: An Empirical Investigation”, MPRA Paper No. 332, 2006.

ÖZYILDIRIM, Süheyla, ÖNDER, Zeynep; “Banking Activities and Local Output Growth: Does Distance from Centre Matter?”, **Journal of the Regional Studies Association**, No. 1, October 2007

PAGAN, Adrian, ULLAH, Aman; “The Econometric Analysis Of Models With Risk Term”, **Journal of Applied Econometrics**, sayı 3, 1988, s. 87-105.

PARK, Hun Myoung. **Univariate Analysis and Normality Test Using SAS, STATA, and SPSS**. The University Information Technology Services (UITS) Center for Statistical and Mathematical Computing, Indiana University.2006 <http://www.indiana.edu/~statmath/stat/all/normality/normality.pdf>

RAWLINGS, John. O., PANTULA, Sastry G. ve David A. DICKEY; **Applied Regression Analysis A Research Tool**, Springer- Verlag New York, 2001

RUIZ, Esther; “Quasi-maximum likelihood estimation of stochastic volatility models”, **Journal of Econometrics**, 63, 1994, s: 289–306.

RICHARD, Jean-Francois, ZHANG, W; “Econometric modeling of UK house prices using accelerated importance sampling”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 58, 1996, s:601– 613.

RICHARD, Jean-Francois, ZHANG, W.; "Accelerated Monte Carlo integration: an application to dynamic latent variable models". In: Mariano, R., Weeks, M., Schuermann, T. (Eds.), *Simulation-Based Inference in Econometrics: Methods and Application*. Cambridge Univ. Press, Cambridge, 1997, s: 47– 70.

RICHARD, Jean-Francois, ZHANG, W.; "Efficient high-dimensional Monte Carlo importance sampling", Basilmamis çalışma, Department of Economics, University of Pittsburgh, 1998.

RIPLEY, Brian D.; **Stochastic Simulation**. New York: Wiley, 1987.

ROMER, Christina D., ROMER, David, H.; "Federal Reserve Information And The Behavior Of Interest Rates", **The American Economic Review**, sayı 90, 2000, s. 429–457.

SAINT-PAUL, Gilles; "Technological Choice, Financial Markets and Economic Development," **European Economic Review**, May 1992, 36(4), s. 763– 81.

SANDMANN, Gleb, KOOPMAN, Siem Jan;" Estimation of stochastic volatility models via Monte Carlo maximum ikelihood", **Journal of Econometrics**, 87, 1998, ss:271– 301.

SCRUGGS, J. "Resolving the Puzzling Relation Between the Market Risk Premium and Conditional Market Variance", **Journal of Finance**, 53, 1998, 575–603.

SELÇUK, Faruk; "Asymmetric Stochastic Volatility in Emerging Stock Markets", **Applied Financial Economics**, cilt 15, sayı 12, 2005, s. 867– 874(8).

SHEPHARD, Neil, PITT. Michael K.; "Likelihood Analysis Of Non-Normal Measurement Time Series", **Biometrika**, sayı 84, 1997, 653–667.

SINGLETON, Kenneth J.; "**Estimation of Affine Asset Pricing Models using the Empirical Characteristic Function**", **Journal of Econometrics**, 102, 2001, ss:11-141

ŞAHİN, O.; "Para Politikasında Alternatif Bir Yaklaşım: Enflasyon Hedeflemesi", **Bütçe Dünyası**, Yıl: 2 Sayı, Eylül 2001

TAYLOR, Stephen J.; "Conjectured Models for Trend in Financial Prices, Tests and Forecasts", **Journal of the Royal Statistical Socieity**, Seri: A, Sayı: 143, 1980, ss:338-362

TAYLOR, Stephen J.; “Financial returns modelled by the product of two stochastic processes—a study of daily sugar prices”. In: Anderson, O.D. (Ed.), *Time Series Analysis: Theory and Practice 1*. North-Holland, Amsterdam, 1982, ss. 203–226.

TAYLOR, Stephen J.; **Modelling Financial Time Series**. 1986, Wiley, Chichester.

TBB; “Türkiye Ekonomisi Ve Türk Bankacılık Sistemi, TBB’nin Değerlendirme Ve Önerileri”, *Bankacılar Dergisi*, Sayı:43, 2002.

TELATAR, Funda, TELATAR, Erdinç; “The relationship between inflation and different sources of inflation uncertainty in Turkey”, **Applied Economics Letters**, sayı 10, 2003, s. 431–435.

Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Bülteni, Sayı 5, 2007.

Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Finansal İstikrar Raporu, 2005.

Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Finansal İstikrar Raporu, 2006.

Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Finansal İstikrar Raporu, Mayıs, 2007, Sayı 5.

Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Küreselleşmenin Türkiye Ekonomisi Üzerine Etkileri, Ankara, 2002.

TSAY, Ruey S.; *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley and Sons, 2002, Printed in United States of America

URAL, Mert; “Finansal Krizler Ve Türkiye”, *D.E.Ü.İ.İ.B.F.Dergisi*, Cilt:18 Sayı:1, 2003, s:11–28.

YÜLEK, Murat A.; “Financial Liberalization And The Real Economy: The Turkish Experience”, *Capital Market Board of Turkey*, 2000.

WATANABE, Toshiaki; “A nonlinear filtering approach to stochastic volatility models with an application to daily stock returns”, **Journal of Applied Econometrics**, 14, 1999, s:101–121.

EK

$$\begin{aligned} y_t &= Z_t \alpha_t + \varepsilon_t & \varepsilon_t &\sim N(0, H_t) \\ \alpha_t &= T_t \alpha_{t-1} + c_t + \eta_t & \eta_t &\sim N(0, Q_t) \\ & & E(\varepsilon_t, \eta_t) &= G_t \end{aligned}$$

Burada α_t , durum vektörü, $\psi_t = (\phi, \sigma_\eta, \rho)$ ise parametre vektörüdür.

$(z_t^k) = z_t = (z_t^1, \dots, z_t^k)$ k- dışsal değişkenli SV modeli için durum uzay formu;

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} h_t \\ \gamma_t \end{bmatrix} \quad T_t = \begin{bmatrix} \phi & e'_k \\ e_k & I_k \end{bmatrix} \quad Q_t = \begin{bmatrix} \sigma_\eta^2 - A^2 & e'_k \\ e_k & e_k e'_k \end{bmatrix} \quad Z_t = [1 \quad z'_t]$$

$$H_t = \frac{\pi^2}{2} \quad G_t = \begin{bmatrix} B s_t \\ e_k \end{bmatrix} \quad c_t = \begin{bmatrix} A s_t \\ e_k \end{bmatrix} \quad A = 0.7979 \rho \sigma_\eta \quad B = 1.1061 \rho \sigma_\eta$$

Burada γ_t ve e_k , $(k \times 1)$ boyutlu sıfır vektörü, I_k $(k \times k)$ boyutlu birim matristir.

s_t ise getirinin t zamandaki işaretidir. Basit SV modelinde $\rho = 0$, $k = 1$, $z_t^1 = 1$ dir.

Kalman Filtresi:

$$\begin{aligned} v_t &= y_t - z_t a_t \\ K_t &= (T_{t+1} P_t Z'_t + G_t) F_t^{-1} \\ a_{t+1} &= T_{t+1} a_t + c_t + K_t v_t \\ F_t &= Z_t P_t Z'_t + H_t \\ L_t &= T_{t+1} - K_t Z_t \\ P_{t+1} &= T_{t+1} P_t L'_t + Q_{t+1} - G_t K'_t \end{aligned}$$

Başlangıç değeri $\alpha_0 = N(a_0, P_0)$ dir. Burada P_0 durum vektörünün koşulsuz varyansıdır. $\psi_t = (\phi, \sigma_\eta, \rho)$ parametre vektörünün tahmini için Normal olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi verilir;

$$\ln L_G(\psi) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln 2\pi + \ln |F_t| + v_t' F_t^{-1} v_t)$$

Kalman Düzgünleştirme:

$$\hat{\varepsilon}_t = E(\varepsilon_t | y) = H_t e_t + G_t' r_t$$

$$C_t = \text{Var}(\varepsilon_t | y) = H_t - H_t D_t H_t - G_t' N_t G_t + J_t + J_t'$$

Burada $J_t = H_t K_t' N_t G_t$ dir ve değeri geriye dönük ardışık yöntemden elde edilir.

$$e_t = F_t^{-1} v_t - K_t' r_t$$

$$r_{t-1} = Z_t F_t^{-1} v_t + L_t' r_t$$

$$D_t = F_t^{-1} + K_t' N_t K_t$$

$$N_{t-1} = Z_t F_t^{-1} Z_t + L_t' N_t L_t$$

Bütün t değerleri için $r_T=0$ ve $N_T=0$ dır. Burada v_t öngörü hataları, F_t , v_t lerin varyansı, K_t ise Kalman kazanç matrisidir.

ÖZET

Yeliz Yalçın, Türkiye'deki Finansal Serilerin Oynaklık Yapısı, Doktora Tezi, Ankara, 2008

Finansal piyasalarda oynaklığın artması ve finansal başarılar için bu oynaklığın nedenlerinin belirlenmesi ve önceden öngörülmesi, oynaklık modellemesini gündeme getirmiştir. Finansal piyasalardaki ve makro ekonomideki oynaklıkların birbirlerini çift yönlü etkiliyor olması ise oynaklık modellemesinin önemini artmıştır. Bu çalışmada, Türkiye'nin finansal ve makro ekonomik oynaklık yapılarının incelenmesi amaçlanmıştır. Bu doğrultuda, Türkiye ekonomisini ve finansal yapısını temsil eden başlıca değişkenlerin önce oynak bir yapı sergileyip sergilemedikleri araştırılmış, daha sonra oynaklık modellemeleri yapılmıştır. Ayrıca çalışmada, literatürde uygulama zorluğu nedeniyle çok sık kullanılmayan ancak geleneksel oynaklık modellerinden üstün olan stokastik oynaklık modeli teorik olarak anlatılmıştır. Bu çalışma ile ilk defa İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın asimetrik yapısı ve enflasyon belirsizliği stokastik oynaklık modeli ile incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar, Türkiye ekonomisinin ve finansının oynak bir yapı sergilediği hatta Türkiye borsasının asimetrik bir yapıya sahip olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte, Türkiye'de yüksek enflasyonun enflasyon belirsizliğini kısa ve uzun dönemde düşürdüğü, buna karşın, enflasyon belirsizliğinin enflasyonu kısa dönemde etkilemediği uzun dönemde artırdığı bulunmuştur.

Anahtar Sözcükler:

1. Finansal Oynaklık
2. Makroekonomik Oynaklık
3. Stokastik Oynaklık Modelleri
4. Kaldıraç Etkisi
5. Enflasyon Belirsizliği

ABSTRACT

Yeliz Yalçın, The Volatility Structure of Financial Time Series in Turkey, Doctoral Thesis, Ankara, 2008

In this study, our aim is to determine Turkey's financial and macroeconomic volatility structure. For this purpose; first, variables that represent Turkey's economy and financial structure are investigated for volatility and then the volatility modelling has been set for these variables. Furthermore, the stochastic volatility models which rarely use in literature because of the application difficulties but seem more robust against conventional volatility models are examined theoretically in this study. Besides, the asymmetric structure of ISE (Istanbul Stock Exchange) and inflation uncertainty is examined by using stochastic volatility model. The results show that Turkey's economic and financial structure is volatile and also stock exchange market shows an asymmetric structure. Moreover, empirical findings indicate that an increase in inflation decreases uncertainty both in the short and long runs. However a shock to inflation volatility increases inflation in the long run, where its effect on inflation in the short run is limited.

Key Words:

1. Financial Volatility
2. Macroeconomic Volatility
3. Stochastic Volatility Models
4. Leverage Effect
5. Inflation Uncertainty