

**Türkiye Hisse Senedi ve Döviz Piyasaları Arasındaki
Dinamik Bağımlılık ve Volatilite Yayılımı**

Program Kodu: 3501

Proje No: 115K545

Proje Yürütücüsü:
Yrd. Doç. Dr. Mehmet Fatih ÖZTEK

MAYIS 2017
ANKARA

Önsöz

Yürütücüsü olduğum SOBAG-115K545 nolu “Türkiye Hisse Senedi ve Döviz Piyasaları Arasındaki Dinamik Bağımlılık ve Volatilité Yayılımı” başlıklı proje 15.09.2015 ile 15.03.2017 tarihleri arasında Ankara Yıldırım Beyazıt Üniversitesi İktisat Bölümü’nde tarafımdan sürdürülmüş ve başarıyla sonuçlandırılmıştır.

Çalışmanın burada rapor edilen esas sonuçları makale formatına sokulmuş, bir SSCI dergiye yayın için gönderilme aşamasındadır.

Çalışmanın tamamlamasında verdiği desteklerden dolayı TÜBİTAK’a ve proje süresince danışmanlık yapan Prof. Dr. Nadir Öcal’a teşekkürü borç bilirim.

İçindekiler

Önsöz	ii
Tablo Listesi	iv
Şekil Listesi.....	iv
Özet	1
Abstract	1
1. GİRİŞ	2
2. LİTERATÜR ÖZETİ	4
3. VERİ	6
4. YÖNTEM	8
4.1 Ekonometrik Model	8
4.2 Kestirim (Estimation) Metodu	14
4.3 Geçiş Değişken(ler)inin Belirlenmesi	15
4.4 Uç Rejim Korelasyonunun Sabitliğinin Test Edilmesi.....	16
5. BULGULAR.....	18
5.1 DCC-GARCH Modeli	19
5.2 Sabit Koşullu Korelasyon Boş Savının Sınanması	20
5.3 STCC-GARCH Modeli.....	22
5.4 STCC Modelinin Test Edilmesi	24
5.5 DSTCC-GARCH Modeli.....	24
5.6 Sabit İki Uç Rejim Savının Test Edilmesi	26
5.7 Önerilen yeni Model.....	27
6. SONUÇ	29
7. REFERANSLAR	31

Tablo Listesi

Tablo 1: Getiri Oranlarının Betimleyici İstatistikleri	8
Tablo 2: Getiri Oranlarının Korelasyon Katsayısı	8
Tablo 3: Sabit Koşullu Korelasyon Savı LM_1 İstatistikleri	21
Tablo 4: Tahmin Edilen Modellerin ML Değerleri	29

Şekil Listesi

Şekil 1: Mal Piyasası (Goods Market) Modeli.....	2
Şekil 2: Portföy Dengesi (Portfolio Balance) Modeli	3
Şekil 3: Hisse senedi endeksi (Bist-100) ve döviz kuru (ABD Doları) fiyat serileri	6
Şekil 4: Hisse senedi endeksi (Bist-100) ve döviz kuru (ABD Doları) haftalık getiri serileri ...	7
Şekil 5: Farklı geçiş hızları (γ) için lojistik fonksiyonu	11
Şekil 6: DCC modelinden türetilen koşullu korelasyon	20
Şekil 7: ABD ile Türkiye piyasa faiz oranları arasındaki farkın değişiminin geçiş değişkeni olarak kullanıldığı STCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyon	22
Şekil 8: STCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyonun faiz farkı değişimine göre değeri	23
Şekil 9: STCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyon (Altın fiyatı değişimi)	23
Şekil 10: STCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyonun altın getiri oranına göre değeri	23
Şekil 11: DSTCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyon (Altın getiri oranı ve faiz farkı değişimi).....	25
Şekil 12: DSTCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyonun altın getiri oranına göre değeri	25
Şekil 13: DSTCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyonun faiz farkı değişimine göre değeri	25
Şekil 14: DSTCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyon (Faiz farkı değişimi ve zaman)	26
Şekil 15: DSTCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyonun faiz farkı değişimine göre değeri	26
Şekil 16: Yeni modelden türetilen koşullu korelasyon (Zaman + DCC(4,4))	27
Şekil 17: Yeni modelden türetilen koşullu korelasyon (Faiz farkı değişimi + DCC(4,4))	28
Şekil 18: Yeni modelden türetilen koşullu korelasyonun faiz farkı değişimine göre değeri ...	28

Özet

Bu projede Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki bağımlılığın değişen yapısı ve özellikleri Şubat 2002 – Kasım 2015 tarihlerini kapsayan dönem için çok değişkenli GARCH modelleri kullanılarak incelenmiştir. Bağımlılığın zaman içerisinde almış olduğu değerler ve dinamik yapısını etkileyen değişkenler tespit edilmiştir. Ayrıca seriler arasındaki bağımlılığın ve ortak hareketlerin incelenmesi için çok değişkenli GARCH yapısı altında DCC ve STCC modellerinin bir karışımı olarak formüle edilen yeni bir korelasyon modeli önerilmiştir. Bulgular piyasalar arasında ters bir ilişki olduğunu ve korelasyonun genel olarak -0,20 ile -0,65 arasında değer aldığını göstermektedir. Dolayısıyla portföy dengesi modelinin Türkiye’de ağır basmakta olduğu ve bu bağlamda Türkiye’nin sermaye hesabının ağırlık kazandığı sermaye açığı olan klasik gelişmekte olan ülke profili çizdiği sonucuna ulaşılmıştır. Önermiş olduğumuz model korelasyon dinamiklerini temsil etmede karşılaştırılabilir bir performans göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Çok Değişkenli GARCH, Volatilite Yayılımı, Koşullu Korelasyon Modelleri, Ortak Hareketler, Hisse Senedi Piyasası, Döviz Piyasası.

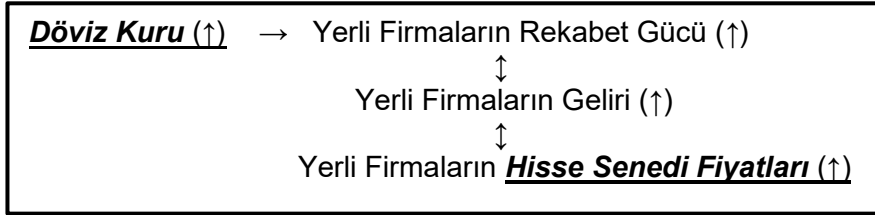
Abstract

In this project, we investigate the properties and the structures of time varying dependence between Turkish stock and FX markets by modeling conditional correlations under the multivariate GARCH framework for the period of February 2002 – November 2015. The correlation levels attained through time and the variables which affect the dynamic nature of dependence are uncovered. Besides, a new type of correlation model, which can be considered as a hybrid of DCC and STCC specifications, to examine the dependence and co-movements between series, is proposed. The empirical results show that there is a negative relationship between markets and the correlation takes on values between -0.20 and -0.65. Thus, it is concluded that in Turkey the portfolio balance model outweighs and Turkey tracks a developing country profile where capital account is dominant in FX market due to lack of capital. The proposed model has comparable performance in representing the correlation dynamics.

Keywords: Multivariate GARCH, Volatility Spillovers, Conditional Correlation Modelling, Co-movements, Stock Market, Foreign Exchange.

1. GİRİŞ

Uluslararası sermaye girişlerinde büyük artışa yol açan sermaye piyasalarının serbestleştirilmesi ve dalgalı döviz kuru politikaları neticesinde “*hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki bağımlılığın daha güçlü hale geldiği*” görüşü finansal piyasa katılımcıları, medya ve politika yapımcılar arasında yaygın olarak kabul görmektedir. Bu görüş temelinde, piyasa işleyişinin ve müdahalelerinin performans değerlendirmelerinde piyasalar arasında var olduğu düşünülen bu güçlü ilişki kullanılmaktadır. Teorik olarak bu görüş iki yaklaşım ile teyit edilmektedir; mal piyasası (Goods Market) ve portföy dengesi (Portfolio Balance). Dornbusch ve Fisher (1980)' in akış odaklı model (flow-oriented model) olarak değerlendirilen ilk yaklaşım cari hesap (current account) ile döviz kuru arasındaki ilişkiye dayanmaktadır. Döviz kurlarındaki değişikliklerin yerli firmaların rekabet gücünü etkilediğini ve dolayısıyla onların gelirleri ve hisse senedi fiyatları üzerinde etkisi olduğunu ileri sürmektedir. Böylece bu yaklaşım, döviz piyasasından hisse senedi borsasına doğru çalışan nedensellik altında hisse senedi fiyatı ile döviz kuru (yabancı paranın yerel para cinsinden fiyatı) arasında pozitif bir ilişki olduğunu belirtmektedir (Şekil 1).



Şekil 1) Mal Piyasası (Goods Market) Modeli

Diğer taraftan, stok-odaklı (stock-oriented) bir model olan portföy dengesi (Branson (1983) ve Frankel, (1983)) yaklaşımı ise sermaye hesabına (capital account) daha fazla ağırlık vermektedir. Varlık etkisi (wealth effect) yoluyla hisse senedi fiyatlarındaki artış (para talebinde artışa ve dolayısıyla sermaye girişlerini tetikleyecek yurt içi faiz oranlarında yükselmeye yol açarak) döviz kurunun azalmasına neden olmaktadır. Bu sebep-sonuç ilişkisine dayanarak, birincinin aksine, portföy dengesi yaklaşımı hisse senedi fiyatı ile döviz kuru arasında negatif bir ilişki ve hisse senedi borsasından döviz piyasasına doğru çalışan bir nedensellik öne sürmektedir (Şekil 2). Sonuç olarak, günlük piyasa gözlemlerinden de açıkça fark edilebileceği gibi hisse senedi ve döviz piyasaları arasında bir ilişki olduğu öngörülmekte fakat bağımlılığın dinamik yapısı hakkında teorik bir fikir birliği maalesef yoktur. Bu nedenle hisse senedi ile döviz piyasaları arasındaki bağımlılığın özelliklerini ve yapısını ortaya çıkarma girişimleriyle büyük bir uygulamalı literatür ortaya çıkmıştır. Fakat Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki ilişkiyi araştıran çok sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmaların hiçbirisi piyasa volatilitelerinin ve piyasalar arasındaki korelasyonun kısa dönemde sabit olmadığını ve

zaman içerisinde deęişebileceęini öngören çok deęişkenli GARCH modelleri kapsamında volatilitenin yayılımını hesaba katmamış ve piyasalar arasında zamanla deęişen baęımlılıęı modellememiştir. Bu nedenle Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki iliřkinin yönü, řiddeti ve hangi deęişkenlerden etkilendięi sonuçlandırılmamış bir araştırma sorusudur.



Şekil 2) Portföy Dengesi (Portfolio Balance) Modeli

İki ana hedefi olan bu projede, birinci hedef kapsamında Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki baęımlılıęın deęişen yapısı ve özellikleri (dalgalı kur rejimine geçildięi tarihten günümüze kadar olan süre zarfında) incelenmiştir. Literatürde yapılan ampirik çalışmalar, hisse senedi ile döviz piyasaları arasındaki iliřkinin zaman içerisinde sabit olmadığını, dinamik bir yapıya sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Dolayısıyla bu proje kapsamında Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki zaman içerisinde deęişen korelasyon dinamik bir yapı çerçevesinde modellenerek, gözlemlenemeyen bir deęişken olan “korelasyon seviyeleri” tahmin (estimate) edilmiş ve böylece piyasalar arasındaki korelasyonun zaman içerisinde almış olduđu deęerler ortaya çıkarılmıştır. Bu bağlamda, öncelikle, hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki korelasyonun zaman içerisinde almış olduđu *ortalama deęeri* ortaya çıkartmak için CCC-GARCH (Constant Conditional Correlation, Bollerslev (1990)) modeli ile korelasyonun dinamik yapısını ve zaman içerisinde almış olduđu deęerleri ortaya çıkarabilmek için korelasyon için GARCH tipi bir dinamik yapı öngören DCC-GARCH (Dynamic Conditional Correlation, Engel (2001)) modeli tahmin (estimate) edilmiştir.

Daha sonra, piyasalar arasındaki baęımlılıęın zamanla deęişen doğasından sorumlu olduđu düşünölen deęişkenleri tespit etmek için STCC-GARCH (Smooth Transition Conditional Correlation, Silvennoinen ve Teräsvirta (2005)) ve DSTCC (Double Smooth Transition Conditional Correlation, Silvennoinen ve Teräsvirta (2009)) modelleri tahmin edilmiştir. Zaman trendinin, küresel volatilitenin, piyasa volatilitelerinin, faiz oranının ve volatilitenin, enflasyonun ve volatilitenin, uluslararası faiz oranı farklılıklarının ve piyasa trendlerinin çeşitli ölçüleri göz önünde bulundurularak koşullu korelasyonun bu deęişkenlere göre sabit olup olmadığı test edilmiştir. Başka bir ifadeyle, Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki iliřkiyi anlamlı bir şekilde etkileyen ve baęımlılıęın dinamik doğasından sorumlu deęişkenler tespit edilerek korelasyon seviyesinin zaman içerisinde almış olduđu deęerler ortaya çıkarılmış

ve hangi koşullar altında piyasalar arasındaki ilişkinin zayıf veya güçlü olduğu ve hangi değişkenlerin bunu tetiklediği analiz edilmiştir. Ayrıca, model parametreleri üzerinde sadeleştirici varsayımlar yapılmadan hisse senedi ve döviz piyasaları volatilitelerinin birbirlerinin getirileri ve volatiliteleri üzerindeki etkileri de araştırılmıştır.

Bu projenin ikinci hedefi kapsamında, literatürde yaygın olarak kullanılan güncel modelleri (DCC, STCC, DSTCC) tahmin ettikten sonra seriler arasındaki bağımlılığın ve ortak hareketlerin incelenmesi için “*çok değişkenli GARCH*” yapısı altında DCC ve STCC spesifikasyonlarının bir karışımı olarak nitelendirilebilecek yeni bir korelasyon modeli önerilmektedir.

2. LİTERATÜR ÖZETİ

Günlük verilere ait basit grafiklerden kolayca anlaşılacağı üzere, hisse senedi ve döviz piyasaları arasında bir ilişkinin var olduğu teorik olarak da ***mal piyasası modeli*** (Goods Market, Dornbusch ve Fisher (1980)) ve ***portföy dengesi modeli*** (Portfolio Balance, Branson (1983) ve Frankel, (1983)) ile ortaya konulmuştur. Modellerden ilki piyasalar arasında pozitif bir ilişki öngörürken nedenselliği de döviz piyasasından hisse senedi borsasına doğru tanımlamaktadır. Bunun aksine, ikinci model ise hisse senedi piyasalarından döviz piyasalarına doğru nedensellikle birlikte negatif bir ilişki öne sürmektedir. Dolayısıyla ilişkinin işareti ve nedenselliğin yönü hakkında teorik literatürde bir uzlaşma henüz yoktur. Bu nedenle piyasalar arasındaki bağıntı ampirik çalışmalar ile ortaya çıkarılmaya çalışılmaktadır ve bu konu üzerinde her çeşit yöntem ve veri setinin kullanıldığı çok zengin bir ampirik literatür gelişmiştir (Bakınız Aggarwal (1981), Bahmani-Oskooee ve Sohrabian (1992), Abdalla ve Murinde (1997), Ajayi vd (1998), Granger vd (2000), Nieh ve Lee (2001), Caporale vd (2002), Smyth ve Nandha (2003), Phylaktis ve Ravazzolo (2005), Moore (2007a, 2007b), Wong ve Li (2010), Lin (2012)).

Uluslararası literatürde hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki ilişki incelenirken ağırlıklı olarak uzun dönem eş-bütünleşim ve piyasalar arasındaki bağımlılığın yönünü belirlemek için Granger nedensellik yöntemleri kullanılmıştır. Ulaşılan sonuçlar arasında yine bir uzlaşmaya varılamamış ve incelemeye konu ülke, zaman aralığı ve kullanılan yöntemlere göre karışık sonuçlar elde edilmiştir. Bu durum piyasalar arasındaki ilişkinin sabit olmayabileceği ve zamanla değişebileceği ihtimali üzerinde yoğunlaşmaya ve piyasalar arasındaki korelasyonun çok değişkenli GARCH süreçleri ile modellenmesine sebep olmuştur. Ayrıca uluslararası literatürde piyasalar arası volatiliteler yayılması olup olmadığı, piyasalar arasındaki ilişkinin bu piyasaların volatilitelerinden etkilenip etkilenmediği ve piyasaların volatilitelerinin bu piyasalardaki

getirileri etkileyip etkilemediği de araştırılmıştır (Bakınız Kanas (2000), Katechos (2011), Caporale vd (2014), Moore ve Wang (2014)).

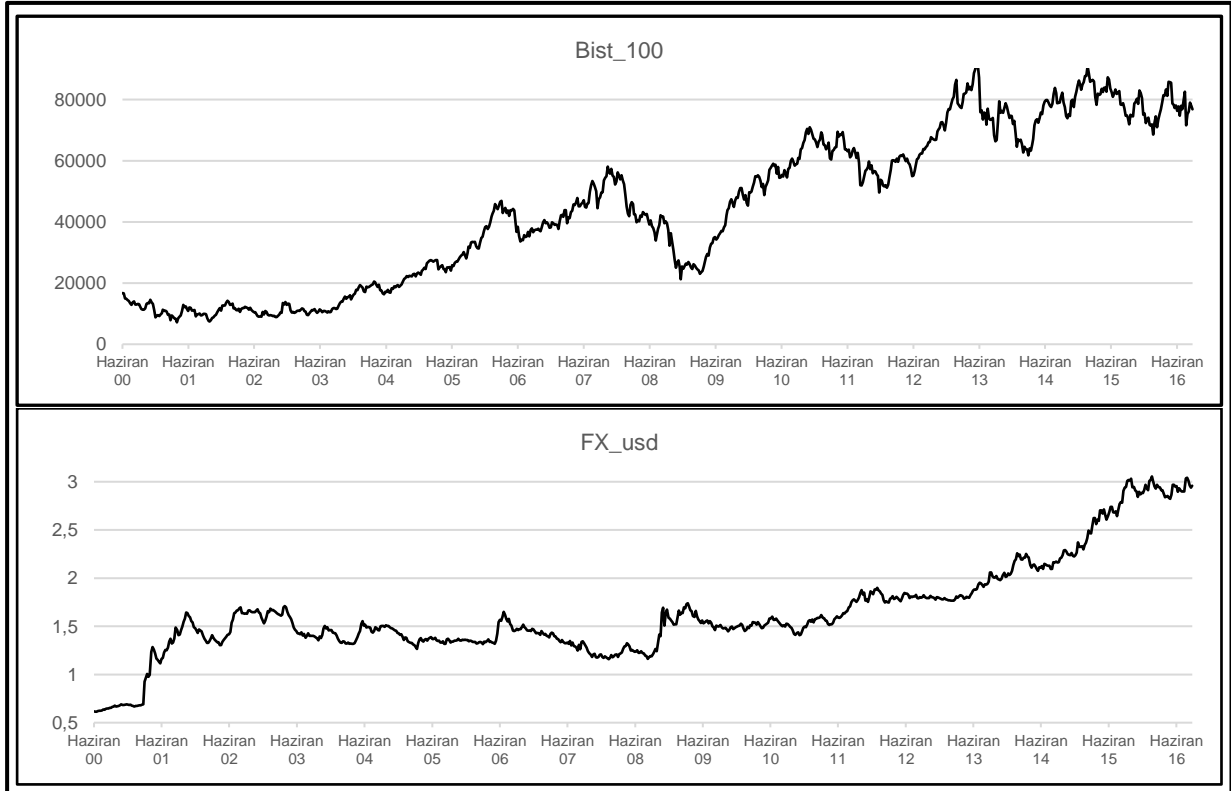
Uluslararası literatüre paralel olarak Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki uzun dönem ilişkisi ve nedenselliği eşbütünleşim ve Granger nedensellik yöntemleriyle çeşitli akademik çalışmalarda incelenmiş (Bakınız Kasman (2003), Sevüktekin and Nargeleçekenler (2007), Vardar vd (2008), Aydemir ve Demirhan (2009), Köse vd (2010)). Fakat adı geçen çalışmalarda ilişkinin yönü ve işareti üzerinde farklı sonuçlara varılmış ve Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki bağımlılık üzerinde bir uzlaşmaya varılamamıştır. Bunlardan farklı olarak Kasman (2004) ve Erdem vd (2005) piyasalar arasında volatilité yayılımı olup olmadığını aylık veri kullanarak incelemişlerdir. Çok değişkenli GARCH modelleri yerine sırasıyla tek değişkenli GARCH ve EGARCH modellerinin kullanıldığı çalışmalarda farklı sonuçlar bulunmuştur. Kasman (2004) hisse senedi endeks volatilitésinin kur volatilitésini etkilediği sonucuna varırken Erdem vd (2005) kurdan hisse senedi piyasasına pozitif volatilité yayılması olduğu sonucuna varmıştır.

Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki ilişkinin incelendiği bu çalışmaların hiçbirisi getiriler arasındaki korelasyonun kısa dönemde sabit olmadığını ve zaman içerisinde değişebileceğini öngören çok değişkenli GARCH modellerini kullanmamış ve dolayısıyla korelasyonun zaman içerisinde aldığı değerleri inceleyememiştir. Türkiye için çok değişkenli GARCH modelleri kullanılan iki çalışma mevcuttur. Bunların ilki 2002-2009 yılları arası aylık verilerin kullanıldığı Türkyılmaz ve Balıbey (2013) makalesidir. Yazarlar faiz oranı, hisse senedi fiyatları ve kur oranları arasındaki dinamik bağıntıyı çok değişkenli GARCH modelleri kapsamında BEKK spesifikasyonunu kullanarak modellemiş ve değişkenler arası ortak hareketleri ve volatilité yayılımını incelemişlerdir. Fakat tahminde kullandıkları model BEKK modelinin kısıtlı versiyonu olan köşegen BEKK modelidir. Dolayısıyla tahmin etmiş oldukları modelin volatilité yayılımını gösteren parametreler üzerinde sıfıra eşit olduğu kısıdı vardır ve volatilité yayılımı olup olmadığını kontrol edememişlerdir. Ayrıca kullanmış oldukları verinin aylık olması da çok büyük günlük volatilité değişimlerinin yaşandığı finansal piyasalar için uygun olup olmadığı bir tartışma konusudur. Daha önemlisi ise varyans eşitliklerinin tahmin sonuçları BEKK modeli varsayımlarını sağlamamaktadır; katsayıların toplamı birden büyüktür. Dolayısıyla sonuçların sağlıklı olup olmadığı ayrı bir tartışma konusudur. Çok değişkenli GARCH modelleri çerçevesindeki ikinci çalışma ise Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki dinamik korelasyonun yapısının incelendiği Şensoy ve Sobacı (2013) makalesidir. Bu çalışmada sadece volatilité şoklarının korelasyon üzerindeki etkisi incelenmiştir. Şokların korelasyon üzerindeki etkisinin kalıcımı yoksa geçicimi olduğu konusuna cevap arayan çalışmada yapısı gereği “ortalamaya dönen (mean reverting)” süreç tanımlayan cDCC

modelinin kullanılmış olması sonuçların geçerliliği noktasında ciddi bir soru işareti oluşturmaktadır. Ayrıca bu çalışmada varyans-kovaryans matrisinde varyanslar univariate olarak modellenmiş dolayısıyla değişkenler arasında olası varyans yayılımı göz ardı edilerek modeller tahmin edilmiştir. Son olarak adı geçen çalışmada bono piyasası da göz önünde bulundurulmuş ve faiz oranı değişkeni ile üçlü bir sistem oluşturulmuştur. Fakat korelasyon eşitliğinde DCC sürecinin skalar olarak formüle edilmesi ile kur-faiz oranı, kur-hisse senedi ve faiz oranı-hisse senedi ikilileri arasındaki korelasyonların aynı katsayılara sahip olduğu varsayımı yapılmıştır. Bu varsayım altında tahmin sonuçlarının geçerliliği ciddi bir tartışma konusu oluşturmaktadır.

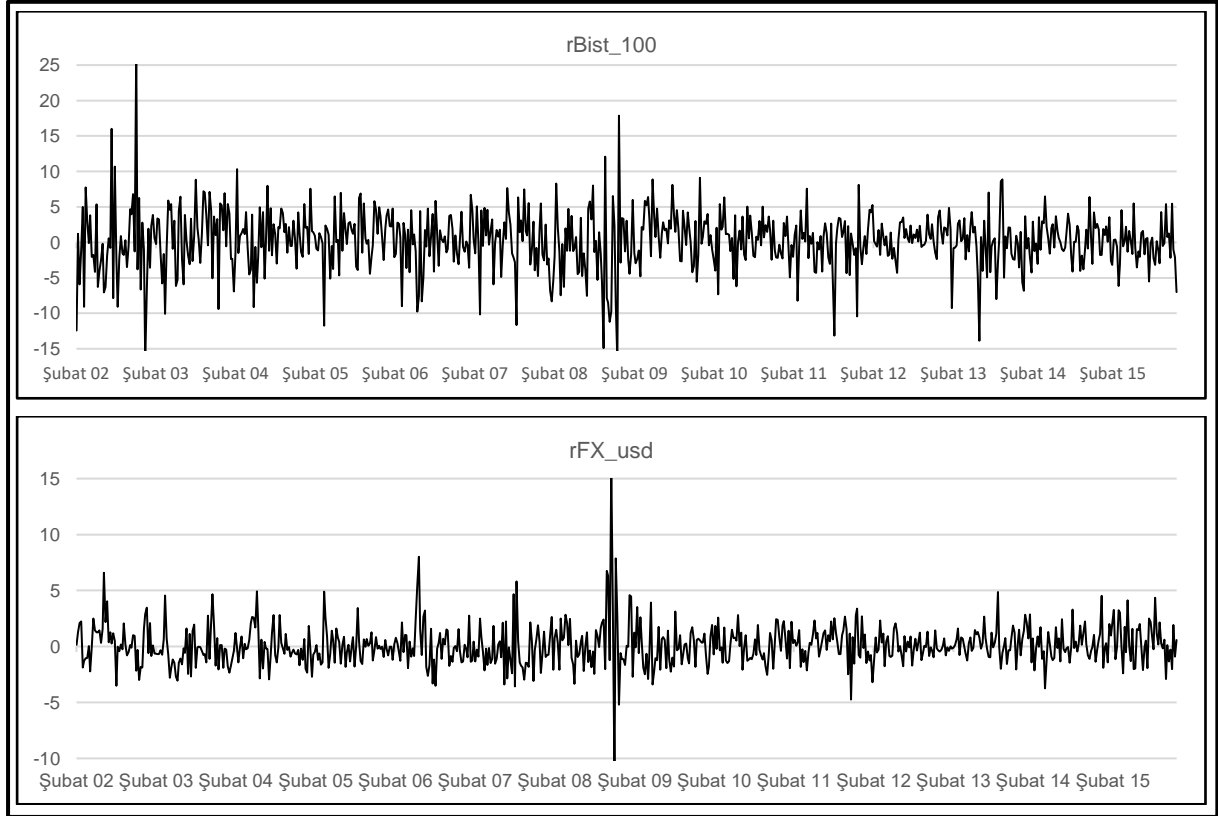
3. VERİ

Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki bağımlılığın değişen yapısının ve özelliklerinin çok değişkenli GARCH modelleri kapsamında incelendiği bu projede Borsa İstanbul 100 endeksi (Bist_100) ve ABD Doları (\$) satış fiyatları kullanılmıştır. Ocak 2001-Kasım 2015 tarihleri arasını kapsayan dönem için Bist-100 endeksinin kapanış değerine ve ABD Dolarının (\$) TL cinsinden kapanış değerine ait günlük fiyat verileri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) veri sisteminden temin edilmiştir (Şekil 3).



Şekil 3) Hisse senedi endeksi (Bist-100) ve döviz kuru (ABD Doları) fiyat serileri

İncelemelerde kullanılmak üzere, VIX endeksine, S&P500 endeksine, altın fiyatlarına, petrol fiyatlarına, ABD ve Türkiye piyasa faiz oranlarına ait günlük veriler Thomson Reuters Datastream veri sisteminden temin edilmiştir. Tüm değişkenler arasında zaman eşleştirmeleri yapılmıştır. Elde edilen seriler üzerinde yapılan ön incelemeler ve testler sonucunda korelasyon modellemesinin Şubat 2002 – Kasım 2015 tarihlerini kapsayan dönem için yapılmasına ve modellemede (literatüre paralel olarak) haftalık getiri serilerinin kullanılmasına karar verilmiştir. Haftalık getiri serileri perşembe günü kapanış fiyatları kullanılarak logaritmik fark yöntemiyle hesaplanmış ve Şekil 4'de sunulmuştur¹.



Şekil 4) Hisse senedi endeksi (Bist-100) ve döviz kuru (ABD Doları) haftalık getiri serileri (%)

Her iki getiri serisinin durağan bir yapıya ve zaman içerisinde değişen oynaklık yapısına sahip olduğu Şekil 4'de açıkça gözlemlenmektedir. Ayrıca, hisse senedi piyasa oynaklığının (volatilitenin) döviz piyasası oynaklığından daha yüksek olduğu görülmektedir. Görsel olarak fark edilebilen bu durum, varlıklara ait getiri oranlarının betimleyici istatistiklerinin özetlendiği Tablo 1'de de teyit edilmektedir.

¹ Serilerde oluşan eksik ve yanlışlı gözlemler üç aşamalı bir yöntemle ortadan kaldırılmıştır. Perşembe günü verisi o seride yok ise birinci aşamada varsa çarşamba günü verisi kullanılmıştır. Eğer çarşamba günü verisi de yoksa ikinci aşamada bir önceki ve bir sonraki haftaların ortalaması alınmıştır. Aynı perşembe günü için birden fazla seride veri eksik ise üçüncü aşamada o hafta tamamen veri setinden çıkarılmıştır.

Hisse senedi getirisinin uzun dönem ortalaması ve oynaklığı anlamlı olarak kur getirisinden ve oynaklığından daha yüksektir. Yüksek oynaklığa sahip hisse senedi piyasasının sifıra çok yakın “skewness” değeri bu piyasa için yüksek pozitif ve negatif getiri oranları olasılıklarının neredeyse aynı olduğunu ifade etmektedir. Döviz kuru getirisinin anlamlı pozitif “skewness” değeri bu piyasa için yüksek getiri olasılığının yüksek kayıp olasılığından fazla olduğunu göstermektedir. Bu durum hisse senedi piyasasını yatırımcılar için daha da riskli hale getirmektedir. Finansal serilerin ortak özelliği olan “excess kurtosis” her iki getiri serisi için geçerlidir. Hisse senedi haftalık getirilerinin “excess kurtosis”i döviz kuru getirilerinin “excess kurtosis”inden düşüktür. Yani; haftalık yüksek getiri oranının gerçekleşme ihtimali döviz piyasasında hisse senedi borsasına göre daha yüksektir.

Tablo 1: Getiri Oranlarının Betimleyici İstatistikleri (%)

	Mean	SD	Skewness	Kurtosis (excess)
rBist_100	0,240	4,144	0,081	3,998
rFX_usd	0,108	1,843	1,132	11,050

Hisse senedi ve döviz piyasaları haftalık getiri oranları arasındaki koşulsuz korelasyon katsayıları Tablo 2’de rapor edilmiştir. Negatif korelasyon (-0,43), ortalama olarak (uzun dönemde) piyasalar arasında ters bir ilişki olduğunu göstermektedir. Bu sonuç, hisse senedi fiyatı ile döviz kuru arasında negatif bir ilişki olduğunu ve hisse senedi borsasından döviz piyasasına doğru çalışan bir nedensellik olduğunu öngören portföy dengesi (Portfolio Balance, Branson (1983) ve Frankel (1983)) yaklaşımının Türkiye’de ağır basmakta olduğunu işaret etmektedir.

Tablo 2: Getiri Oranlarının Korelasyon Katsayısı

	rBist_100	rFX_usd
rBist_100	1	
rFX_usd	-0,43	1

4. YÖNTEM

4.1 Ekonometrik Model

Literatürde, değişkenler arasındaki zamanla değişen bağımlılığı incelemek için çeşitli çok değişkenli GARCH modelleri önerilmiştir. Ama korelasyonu doğrudan çok değişkenli GARCH modelleri çerçevesinde modelleyen ilk model Sabit Koşullu Korelasyon (CCC-GARCH,

Bollerslev (1990)) modelidir. En genel haliyle N tane seri y vektörüyle ($N \times 1$) ifade edilirse, her bir seri için uygun ortalama (mean) eşitliği

$$(1) \quad y_t = E(y_t | \Omega_{t-1}) + u_t$$

denklemlerle ifade edilebilir. Standardize edilmiş hata terimlerinde otokorelasyon probleminden kurtulabilmek için y vektörü içerisinde yer alan her bir seri için ortalama eşitliği farklı gecikmelere sahip otoregresif süreç ($AR(L_i)$) olarak tanımlanabilir. Ayrıca seriler arasındaki etkileşimi göz önünde bulundurabilmek için farklı serilerin gecikmeleri de dahil edilebilir.

$$(2) \quad y_{i,t} = \mu_i + \sum_{l=1}^{L_i} \beta_{il} y_{i,t-l} + \sum_{l=1}^{L_j} \beta_{jl} y_{j,t-l} + u_{i,t}$$

Birinci eşitlikteki Ω_{t-1} t dönemine kadar elde edilen tüm bilgileri ifade eden bilgi kümesidir. Bu denklemlerde ($N \times 1$) hata terimleri vektörünün (u) koşullu beklenen değeri her t dönemi için sıfır ve koşullu varyans-kovaryans matrisi zamanla değişen heteroskedastik yapıya sahiptir. Matematiksel olarak;

$$(3) \quad u_t | \Omega_{t-1} \sim (0, H_t)$$

Koşullu varyans-kovaryans matrisi (H_t) için doğrudan dinamik bir yapı tanımlamak yerine CCC-GARCH modeli (Bollerslev (1990)), H_t vektörünü Eşitlik 4'deki gibi ayrıştırmaktadır.

$$(4) \quad H_t = D_t R D_t$$

Bu denklemlerde D_t serilerin koşullu varyanslarının kare köklerinden ($\sqrt{h_{i,t}}$) oluşan ($N \times N$) köşegen koşullu standart sapmalar matrisi, R ise köşegen elemanları bir diğeri $[-1,1]$ aralığında değer alan ($N \times N$) zaman içerisinde sabit koşullu korelasyon matrisidir. D_t matrisinin her bir elemanını serilerin farklı dinamik yapılarına bağlı olarak farklı GARCH(p,q) süreçleri olarak tanımlamak mümkündür. Böylece koşullu varyans-kovaryans matrisi dolaylı olarak tanımlanmakta yani koşullu kovaryanslar, koşullu korelasyon ile koşullu varyansların kareköklerinin çarpımı olarak ifade edilmektedir.

$$(5) \quad h_{ij,t} = \rho_{ij} \sqrt{h_{i,t} h_{j,t}}$$

Dolayısıyla CCC-GARCH modelinde (Bollerslev (1990)) varyans ve kovaryans zaman içerisinde değişirken korelasyonun sabit olduğu varsayımı yapılmaktadır. Fakat sabit koşullu

korelasyon varsayımının finans piyasaları için geçerli olmadığı ve dinamik bir yapıya sahip olduğu Tse (2000) ve Bera ve Kim (2002) tarafından gösterilmiştir. Engle (2002) zamanla değişen korelasyon için GARCH tipi dinamik bir yapı tanımlayarak dinamik korelasyon yapısına sahip yeni bir model önermiştir. (Dynamic Conditional Correlation, DCC-GARCH).

$$(6) \quad H_t = D_t R_t D_t$$

Bu denklemde, Eşitlik 4'deki sabit R matrisi yerine köşegen elemanları bir değerleri $[-1,1]$ aralığında değer alan zaman içerisinde değişen $(N \times N)$ koşullu korelasyon matrisi, R_t , kullanılmakta ve bu R_t matrisi için dolaylı olarak bir GARCH dinamiği tanımlanmaktadır.

$$(7) \quad R_t = (Q_t^*)^{-1} Q_t (Q_t^*)^{-1}$$

$$(8) \quad Q_t = (1 - a - b) \bar{Q} + a(\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) + b Q_{t-1}$$

Bu denklemlerde, ε standardize edilmiş hata terimlerini ($\varepsilon_t = D_t^{-1} u_t$), \bar{Q} standardize edilmiş hata terimlerinin koşulsuz varyans-kovaryans matrisini ve Q_t^* ise Q_t matrisinin köşegen elemanlarının kare köklerini içeren köşegen matrisini göstermektedir. Böylece DCC-GARCH modelinde koşullu kovaryanslar aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$(9) \quad h_{ij,t} = \rho_{ij,t} \sqrt{h_{i,t} h_{j,t}}$$

$$(10) \quad \rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{i,t} q_{j,t}}}$$

Bu modelde (DCC-GARCH) korelasyon denklemi (R_t) için uygun açıklayıcı değişkenler için herhangi bir arama yapmadan sadece standardize edilmiş hata terimleri (ε) korelasyon denkleminde kullanılmaktadır. Korelasyon denkleminde kullanılacak açıklayıcı değişkenlerin belirlenmesinde esnek bir yapı oluşturmak için Silvennoinen ve Teräsvirta (2005 ve 2009), STCC-GARCH ve DSTCC-GARCH modellerinde koşullu korelasyonu (R_t) gözlemlenebilir değişkenlerin bir fonksiyonu olarak formüle etmeyi önermişlerdir.

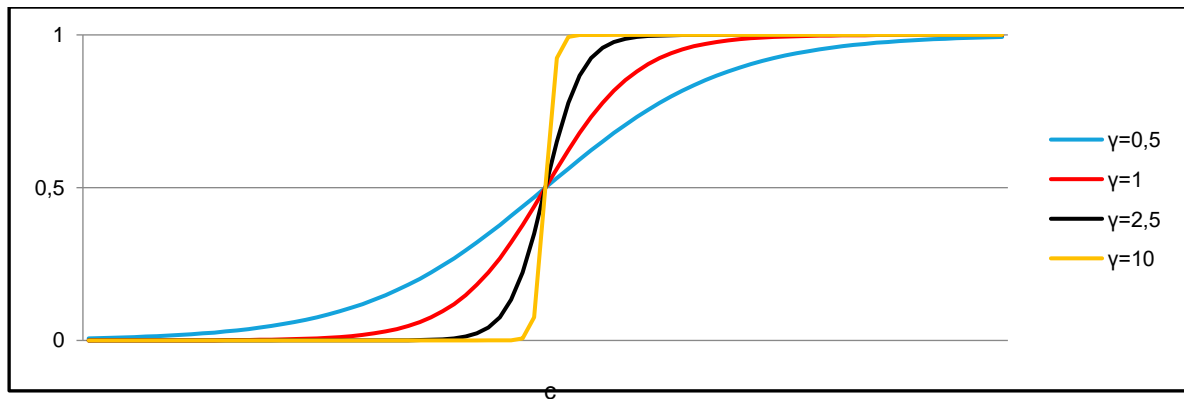
Silvennoinen ve Teräsvirta (2005) STCC-GARCH modelinde korelasyon için iki uç (extreme) rejim tanımlayarak koşullu korelasyon matrisinin bu iki değer arasında yumuşak (smoothly) geçiş yaptığı bir yapı önermişlerdir.

$$(11) \quad R_t = P_1(1 - G_t(s_t; \theta)) + P_2(G_t(s_t; \theta))$$

Burada P_1 ve P_2 (normal bir korelasyon matrisinde olduğu gibi) köşegen elemanları 1 olan değerleri $[-1,1]$ arasında² değer alan sabit uç rejim korelasyon matrislerini, $G_t(s_t; \theta)$ ise gözlemlenebilen bir (geçiş) değişkenine (s_t) bağlı olan geçiş fonksiyonunu temsil etmektedir. Geçiş fonksiyonu $[0,1]$ aralığında değer alacak şekilde kısıtlanmıştır. Dolayısıyla uç rejimler korelasyon katsayısının alacağı alt ve üst değerleri temsil etmektedir ve koşullu korelasyon süreç boyunca iki uç rejim arasında değer alacaktır. Projemiz amacıyla uygun olarak Eşitlik 12'de ifade edilen lojistik fonksiyon geçiş fonksiyonu olarak belirlenmiştir.

$$(12) \quad G_t = (1 + e^{-\gamma(s_t - c)})^{-1} \quad \gamma > 0$$

Geçiş fonksiyonunda yer alan s_t gözlemlenebilen geçiş değişkenini, c değişimin konumunu ve γ değişimin hızını göstermektedir. Geçiş değişkeni koşullu korelasyonu etkilediği düşünülen herhangi gözlemlenebilen bir değişken olabilir. Dolayısıyla STCC-GARCH modeli korelasyon denkleminde kullanılan açıklayıcı değişken noktasında büyük esnekliğe sahiptir. Farklı γ değerlerine sahip lojistik fonksiyonu Şekil 5'de gösterilmiştir. Görüldüğü üzere geçiş hızı arttıkça fonksiyonun açısı artmakta ve geçiş hızlanmaktadır. 10'dan büyük γ değerleri için lojistik fonksiyonu basamak (step) fonksiyon haline gelmekte ve sadece 0 ve 1 değerlerini almaktadır. Bu durumda koşullu korelasyon sadece P_1 ve P_2 değerlerini almakta ve korelasyon yapısı iki rejimli olmakta, ara rejimler ortadan kalkmaktadır. Kısaca özetlemek gerekirse STCC modelinde koşullu korelasyon, geçiş değişkeninin (s_t) bir fonksiyonu olarak iki uç rejim (P_1 ve P_2) arasında değişim konumunun (c) etrafında ve değişim hızının (γ) belirlediği süratte yumuşak geçiş yapmaktadır.



Şekil 5) Farklı geçiş hızları (γ) için lojistik fonksiyonu

² DCC-GARCH modelinden farklı olarak, STCC-GARCH modelinin yapısı sabit uç korelasyon matrislerinin elemanlarının $[-1,1]$ arasında değer almasını garanti edememektedir. P_1 ve P_2 matrislerinin elemanları tahmin (estimate) edilmesi gereken parametreler olduğu için kestirim esnasında kontrol edilmeleri gerekmektedir.

Böylelikle STCC spesifikasyonu finans piyasası katılımcılarının tamamının homojen olduğu ve karar ve tepkilerini aniden yaptığı varsayımı yerine rejimler arası yumuşak geçiş modelleyerek tepkilerin bireyden bireye değişebileceği, tepki zamanlama ve şiddetinin farklı olabileceği heterojen bir yapıya imkân vermektedir. Ayrıca, geçiş değişkenleri çalışmanın amacına göre belirlenebilir ve teorik olarak herhangi bir değişken koşullu korelasyon denklemi için geçiş değişkeni olabilir. Dolayısıyla bu model korelasyon denkleminde kullanılacak açıklayıcı değişkenlerin belirlenmesinde çok esnek bir yapı sunmaktadır.

DSTCC-GARCH (Silvennoinen ve Teräsvirta (2009)) modeli Eşitlik 11'de ifade edilen koşullu korelasyon denklemindeki esnek olmayan iki uç rejimin (P_1 ve P_2) sabit olduğu varsayımını kaldırarak genişletmiştir. Bu modelde koşullu korelasyon (R_t), sabit iki uç rejim matrisleri (P_1 ve P_2) yerine iki dinamik uç rejim matrislerinin ($P_{1,t}$ ve $P_{2,t}$) fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır. $P_{1,t}$ ve $P_{2,t}$ (uç rejim matrisleri) her biri iki ayrı sabit uç rejimin arasında gözlemlenebilen bir diğer geçiş değişkenine ($s_{2,t}$) bağlı olan ikinci geçiş fonksiyonunun $G_{2,t}(s_{2,t}; \theta_2)$ belirlediği değerler almaktadırlar. Dolayısıyla DSTCC-GARCH modeli iki farklı geçiş değişkenine bağlı olarak koşullu korelasyon için dört sabit uç rejim korelasyonu ($P_{11}, P_{12}, P_{21}, P_{22}$) tanımlamaktadır³.

$$(13) \quad R_t = P_{1,t} \left(1 - G_{1,t}(s_{1,t}; \gamma_1, c_1) \right) + P_{2,t} \left(G_{1,t}(s_{1,t}; \gamma_1, c_1) \right)$$

$$(14) \quad P_{k,t} = P_{k1} \left(1 - G_{2,t}(s_{2,t}; \gamma_2, c_2) \right) + P_{k2} \left(G_{2,t}(s_{2,t}; \gamma_2, c_2) \right) \quad k = 1, 2$$

Eşitlik 14, Eşitlik 13'de yerine yazılarak düzenlenince;

$$(15) \quad R_t = (1 - G_{2,t}) \left((1 - G_{1,t})P_{11} + (G_{1,t})P_{21} \right) + (G_{2,t}) \left((1 - G_{1,t})P_{12} + (G_{1,t})P_{22} \right)$$

burada $G_{1,t}(\cdot)$ ve $G_{2,t}(\cdot)$ iki farklı geçiş değişkenine ($s_{1,t}$ ve $s_{2,t}$), iki farklı konum (c_1 ve c_2) ve iki farklı hız (γ_1 ve γ_2) parametrelerine sahip iki farklı lojistik fonksiyondur. Kısaca özetlersek; DSTCC-GARCH modelinde birinci geçiş fonksiyonu iki farklı rejim tanımlamakta (P_{1i} ve P_{2i}), ikinci geçiş fonksiyonu da birincinin tanımlamış olduğu her bir farklı rejim içinde yeni iki farklı rejim tanımlamaktadır ($P_{1i} \rightarrow P_{11}$ ve P_{12} ; $P_{2i} \rightarrow P_{21}$ ve P_{22}).

DSTCC-GARCH modeli, STCC modelinin esnek olmayan sabit iki uç rejimli (P_1 ve P_2) yapısını 14. eşitlikte ifade edildiği gibi genişletmekte ve her bir uç rejim için tekrar yeni bir STCC süreci tanımlamakta dolayısıyla iki adet STCC tipi dinamik ortaya koymaktadır. Fakat burada her iki

³ Eğer geçiş değişkenleri aynı ise DSTCC-GARCH modeli üç sabit uç rejim tanımlayabilmektedir.

uç rejimde korelasyonunun hareketini belirleyen geçiş fonksiyonunun ($G_{2,t}$) aynı olduğu varsayımı yapılmaktadır. Bu varsayım, korelasyonu P_{11} ile P_{12} ve P_{21} ile P_{22} arasında değer alırken aynı geçiş değişkenininin ($s_{2,t}$) bir fonksiyonu olarak aynı değişim konumunun (c_2) etrafında ve aynı değişim hızının (γ_2) belirlediği süratte yumuşak geçiş yapmaya zorlamaktadır.

Bunun yerine bu proje kapsamında literatürde ilk defa korelasyon yapısını etkileyen değişkenin tespitinde oldukça başarılı olan STCC modelinin esnek olmayan sabit iki uç rejim varsayımı iki uç rejim için tekrar bir STCC değil DCC tipi bir dinamik tanımlanarak kaldırılacaktır. Dolayısıyla yeni modelde Eşitlik 14 ile dinamikleri tanımlanan $P_{1,t}$ ve $P_{2,t}$ için farklı parametrelere sahip DCC-GARCH dinamikler tanımlanacaktır.

$$(16) \quad P_{k,t} = (Q_{k,t}^*)^{-1} Q_{k,t} (Q_{k,t}^*)^{-1} \quad k = 1, 2$$

$$(17) \quad Q_{k,t} = (1 - a_k - b_k) \bar{Q}_k + a_k (\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) + b_k Q_{k,t-1} \quad k = 1, 2$$

Böylece korelasyonun zaman içerisinde dinamik yapısı üzerinde etkisi olan değişkenin fonksiyonu olarak korelasyon iki farklı DCC-GARCH dinamiğine sahip olacaktır. Özetlersek, önerilen yeni model aşağıdaki denklem sisteminden oluşmaktadır.

- i. $y_t = E(y_t | \Omega_{t-1}) + u_t$
- ii. $u_t | \Omega_{t-1} \sim (0, H_t)$
- iii. $H_t = D_t R_t D_t$
- iv. $R_t = P_{1,t} (1 - G_t(s_t; \gamma, c)) + P_{2,t} (G_t(s_t; \gamma, c))$
- v. $G_t = (1 + e^{-\gamma(s_t - c)})^{-1} \quad \gamma > 0$
- vi. $P_{k,t} = (Q_{k,t}^*)^{-1} Q_{k,t} (Q_{k,t}^*)^{-1} \quad k = 1, 2$
- vii. $Q_{k,t} = (1 - a_k - b_k) \bar{Q}_k + a_k (\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) + b_k Q_{k,t-1} \quad k = 1, 2$

DCC-GARCH modeli üzerinden düşünüldüğünde yeni modelin denklem sistemi aşağıdaki yapıyı almakta ve aynı dinamiği tanımlamaktadır.

$$(iv') \quad R_t = ((Q_{1,t}^*)^{-1} Q_{1,t} (Q_{1,t}^*)^{-1}) (1 - G_t(\cdot)) + ((Q_{2,t}^*)^{-1} Q_{2,t} (Q_{2,t}^*)^{-1}) (G_t(\cdot))$$

$$(v') \quad G_t = (1 + e^{-\gamma(s_t - c)})^{-1} \quad \gamma > 0$$

$$(vi') \quad Q_{k,t} = (1 - a_k - b_k) \bar{Q}_k + a_k (\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) + b_k Q_{k,t-1} \quad k = 1, 2$$

Bu haliyle önermiş olduğumuz modelde koşullu korelasyonun iki DCC-GARCH sürecinin doğrusal kombinasyonu olarak formüle edilmiş olması sonucunda Engle ve Sheppard (2001) tarafından çalışılan DCC tahmin edicilerinin (estimators) tüm özellikleri sağlanmaktadır.

4.2 Kestirim (Estimation) Metodu

Yukarıda açıklanan yeni modele ait denklem sistemi, ortalama eşitliği (mean equation) parametreleri ($E(y_t|\Omega_{t-1})$; Eşitlik-1), koşullu varyans eşitliği parametreleri (D_t ; Eşitlik-3) ve koşullu korelasyon eşitliği parametreleri ($a_1, a_2, b_1, b_2, \bar{Q}_1, \bar{Q}_2, \gamma$ ve c), eşanlı (simultaneous) olarak hata terimlerinin koşullu olarak normal dağıldığı varsayımı altında Maksimum Olabilirlik (maximum likelihood) yöntemiyle tahmin edilmiştir⁴. Ortalama eşitliği otoregresif bir yapıya ya da dışsal değişkenler içeren bir yapıya sahip olabilir. Standardize edilmiş hata terimlerinde olası otokorelasyon probleminde kurtulabilmek için ortalama eşitliklerine gerekli otoregresif terimler eklenebilir. Ayrıca seriler arasındaki olası ortalama bağımlılığını (mean dependence) ortadan kaldırmak için karşılıklı serilerin otoregresif terimleri de eklenebilir. Dolayısıyla ortalama eşitliğindeki parametreler uygulama özelinde farklılık gösterebilir. Aynı şekilde koşullu varyans eşitliği her bir seri için farklı GARCH(p,q) süreçlerine sahip olabileceği gibi diğer serilerin varyansını, hata terimlerinin karesini, hata terimlerinin karşılıklı çarpımını (cross product) veya korelasyonunu da içerebilir.

$$(18) \quad u_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

Böylece her bir t gözlemi için logaritmik olabilirlik fonksiyonu Eşitlik 19'daki gibi olmaktadır.

$$(19) \quad l_t = -\left(\frac{1}{2}\right) N \log(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \log|D_t R_t D_t| - \left(\frac{1}{2}\right) u_t' H_t^{-1} u_t$$
$$l_t = -\left(\frac{1}{2}\right) N \log(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \log|R_t| - \left(\frac{1}{2}\right) \log|D_t^2| - \left(\frac{1}{2}\right) u_t' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} u_t$$
$$l_t = -\left(\frac{1}{2}\right) N \log(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \log|R_t| - \left(\frac{1}{2}\right) \log|D_t^2| - \left(\frac{1}{2}\right) \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t$$

burada ε_t koşullu varyans ile standardize edilmiş hata terimlerini ifade etmekte ve koşullu olarak normal dağılmaktadır ($\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, R_t)$). Dolayısıyla, R_t hata terimlerinin (u_t) koşullu korelasyon matrisi, standardize hata terimlerinin (ε_t) ise koşullu varyans-kovaryans matrisidir. Model parametreleri $\sum_{t=1}^T l_t$ toplamının maksimize edilmesi ile tahmin edilmektedir.

Modeli oluşturan eşitliklerde parametreler doğrusal olmayan bir formda olmaları nedeniyle her parametre için kapalı formda çözüm bulmak mümkün değildir. Dolayısıyla olabilirlik fonksiyonun maksimum değeri iterasyon yöntemi ile bulunabilmektedir. Bu durumda model

⁴ Normal dağılım varsayımı tahmin (estimate) edilen model parametrelerinin tutarlılığı (consistency) ve asimptotik normalliği için gerekli değildir. Bu varsayımın sağlanmadığı durumda tahmin ediciler (estimators) yarı-maksimum olabilirlik (Quasi-Maximum Likelihood) tahmin edicileri olarak yorumlanabilir. (Engle ve Sheppard (2001))

parametreleri için kullanılan başlangıç değerleri büyük önem kazanmaktadır. Kullanılan her başlangıç değeri kümesi ile algoritma farklı optimal noktalara yakınsayabilmektedir. Bu şartlar altında bulunan optimal noktalar arasından global maksimumu bulabilme çabası olarak koşullu korelasyon eşitliği içerisindeki parametreleri için “grid search” yöntemi önerilmektedir. Diğer parametrelerin başlangıç değerlerinin bulunabilmesi için Silvennoinen ve Teräsvirta (2005) önerdiği sıralı tahmin yöntemi kullanılmıştır. Bütün parametreler için belirlenen başlangıç değerleri ile denklem sistemi eş anlamlı tahmin edilmesiyle nihai sonuçlar elde edilmiştir.

STCC, DSTCC ve önermiş olduğumuz yeni modeli tahmin etmek için hazır ekonometri paket programı bulunmamaktadır. Proje kapsamında STCC-GARCH tahminleri için başarıyla sonuçlandırdığımız 110K447 nolu TÜBİTAK araştırma projemiz kapsamında hazırlamış olduğumuz RATS programı kodları, DSTCC-GARCH tahminleri için başarıyla sonuçlandırdığımız 113K407 nolu TÜBİTAK araştırma projemiz kapsamında hazırlamış olduğumuz RATS programı kodları ve önermiş olduğumuz yeni modelin tahminleri için bu proje kapsamında hazırlamış olduğumuz RATS programı kodları kullanılmıştır.

4.3 Geçiş Değişken(ler)inin Belirlenmesi

STCC-GARCH ve DSTCC-GARCH modellerinin koşullu korelasyonu açıklama becerisi seçilen geçiş değişken(ler)inin koşullu korelasyonu etkileyen faktörleri temsil etme gücüne bağlıdır. Koşullu korelasyonun zaman içerisinde değiştiğini varsaymakta olan bu modellerin tahminlerinin (estimation) anlam kazanabilmesi için koşullu korelasyonun sabit olmadığı bilinmesi gerekmektedir. Silvennoinen ve Teräsvirta (2005 ve 2009) bu maksatla “Lagrange Multiplier” (LM_1 ve LM_2) testlerini geliştirmişlerdir. Modeller belirlenen geçiş değişken(ler)i ile tahmin (estimate) edilmeden önce koşullu korelasyonun bu değişken(ler)e göre zaman içinde değişip değişmediği test edilmelidir. Aksi takdirde, gerçek korelasyon zaman içerisinde bu değişkenlere göre sabit olduğu halde STCC ve DSTCC modellerinin tahmin edilmesi geçiş fonksiyonunda “identification” problemi oluşturmakta ve tahmin edilen tüm parametreler “inconsistent” olma riski taşımaktadır. Dolayısıyla tahmin edicilerin asimptotik özellikleri geçersiz duruma düşmektedir. Bu sebepten ötürü STCC-GARCH modelini tahmin etmeden önce koşullu korelasyonun zaman içerisinde belirlenen geçiş değişkenine göre anlamlı olarak değişmediği (sabit olduğu) boş hipotezi test edilmeli (Silvennoinen ve Teräsvirta (2005)) ve boş hipotez ret edilirse STCC tahmin edilmelidir. İkinci aşamada ise, tahmini yapılan STCC modeli ikinci bir geçiş fonksiyonuna (veya değişkenine) ihtiyaç duymadığı hipotezi test edilmeli (Silvennoinen ve Teräsvirta (2009)) ve ret edilirse DSTCC modeli tahmin edilmelidir. Bu aşamada belirtilmesi gereken önemli bir noktada şudur ki, boş hipotezin ret edilememesi

koşullu korelasyonun zaman içerisinde sabit olduğu genel sonucunu değil sadece test edilen değişkenden zaman içerisinde etkilenmediği sonucunu vermektedir.

Yapılan araştırmanın amacına bağlı olarak ilgilenilen değişkenlerin korelasyon üzerinde etkisi olup olmadığı öncelikle LM_1 ve LM_2 testleri ile sınanmalı ve koşullu korelasyonun bu değişken(ler)e göre zaman içerisinde sabit olmadığı sonucuna varılırsa STCC-GARCH ve DSTCC-GARCH modellerinin tahmin edilmesi ile seriler arasındaki korelasyonun bu değişken(ler)den nasıl etkilendiği ortaya çıkarılabilir.

Bu proje kapsamında ilgilendiğimiz ve etkilerini test etmek istediğimiz değişkenlerin başında zaman değişkeninin kendisi gelmektedir. Bu değişken ile piyasalar arasındaki korelasyonda artan bir trend olup olmadığı araştırılmıştır. Ayrıca korelasyonun küresel volatiliteden, piyasa volatilitelerinden, piyasa yapılarından ve trendlerinden ve piyasalardan gelen iyi veya kötü haberlerden etkilenip etkilenmediği test edilmiştir. Küresel volatilitenin ölçüsü olarak VIX endeksi, ülke volatilitelerinin ölçüsü olarak koşullu varyans, hata terimlerinin ve standardize edilmiş hata terimlerinin karesi ve mutlak değeri ve iyi ve kötü haberin ölçüsü olarak hata terimleri ve standardize edilmiş hata terimleri beşinci gecikmelerine kadar incelemeye dahil edilmiştir. Bunlara ek olarak piyasalar arasındaki korelasyonu etkileyebileceği düşünülen literatürde ortaya konmuş birçok değişken beşinci gecikmesine kadar göz önünde bulundurularak LM testlerine tabi tutulmuştur. Bu bağlamda korelasyonun, küresel hisse senedi piyasalarını temsilen S&P500 endeksinin getiri oranı ve oynaklığından, altın fiyatları getiri oranı ve oynaklığından, petrol fiyatları getiri oranı ve oynaklığından, yerel ve küresel faiz oranlarının değişimi ve oynaklığından ve uluslararası faiz oranı farklarının değişimi ve oynaklığından nasıl etkilendiği araştırılmıştır.

STCC, DSTCC ve önermiş olduğumuz yeni model kapsamında LM testlerini yapabilmek için hazır ekonometri paket programı bulunmamaktadır. Proje kapsamında LM_1 test istatistiği (Silvennoinen ve Teräsvirta (2005)) için başarıyla sonuçlandırdığımız 110K447 nolu TÜBİTAK araştırma projemiz kapsamında hazırlamış olduğumuz RATS programı kodları, LM_2 test istatistiği (Silvennoinen ve Teräsvirta (2009)) için başarıyla sonuçlandırdığımız 113K407 nolu TÜBİTAK araştırma projemiz kapsamında hazırlamış olduğumuz RATS programı kodları kullanılmıştır.

4.4 Uç Rejim Korelasyonunun Sabitliğinin Test Edilmesi

Ekonometrik model bölümünde ayrıntılı olarak açıklandığı üzere, bu proje kapsamında literatürde ilk defa korelasyon yapısını etkileyen değişkenin tespitinde oldukça başarılı olan

STCC modelinin esnek olmayan sabit iki uç rejim varsayımı iki uç rejim için tekrar bir STCC değil DCC tipi bir dinamik tanımlanarak kaldırılacaktır. Dolayısıyla LM_1 test istatistiği neticesinde tespit edilen anlamlı geçiş değişkeni ile tahmin edilen STCC-GARCH modelindeki sabit uç rejim korelasyonlarının sabit olup olmadığı test edilmeli, eğer sabit olduğu boş hipotezi ret edilirse iki uç rejim için ayrı dinamiklere sahip DCC süreçleri tanımlanarak eşitlik sistemleri eş anlı olarak tahmin edilmelidir. Bu maksat ile LM_2 test istatistiğinden farklı olarak genel bir test istatistiği gerekmektedir.

İfadeleri kolaylaştırmak adına D_t matrisinin köşegenlerinde yer alan her bir seriye ait koşullu varyans eşitlikleri GARCH(1,1) süreci olarak tanımlandığında koşullu varyans-kovaryans matrisi (H_t) aşağıdaki dinamiklerden oluşmaktadır.

$$(20) \quad h_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_{1i}(u_{i,t-1})^2 + \beta_{2i}h_{i,t-1}$$

$$(21) \quad h_{ij,t} = \rho_{ij,t}\sqrt{h_{i,t}h_{j,t}}$$

$$(22) \quad \rho_{ij,t} = {}^1P_{ij}(1 - G_t(\cdot)) + {}^2P_{ij}(G_t(\cdot))$$

$$(23a) \quad {}^1P_{ij,t} = {}^1P_{ij} + {}^1\delta_{ij}(\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1})$$

$$(23b) \quad {}^2P_{ij,t} = {}^2P_{ij} + {}^2\delta_{ij}(\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1})$$

Eşitlik 22'de $\rho_{ij,t}$ i ve j serileri arasındaki t dönemindeki koşullu korelasyonu, ${}^1P_{ij}$ sabit P_1 korelasyon matrisinde i ve j serilerine denk gelen değeri ve ${}^2P_{ij}$ sabit P_2 korelasyon matrisinde i ve j serilerine denk gelen değeri ifade etmektedir. Böylece koşullu korelasyon STCC yapısı içinde iki uç rejimin (P_1 ve P_2) arasında geçiş fonksiyonuna ($G_t(\cdot)$) bağlı değer almaktadır. 23a ve 23b eşitlikleri ile bu iki uç rejimin sabit olduğu varsayımı Tse (2001) çalışmasında olduğu gibi genel bir dinamik yapıya genişletilmiştir. Eğer ${}^1\delta_{ij}$ ve ${}^2\delta_{ij}$ sıfırdan farklı parametreler ise STCC-GARCH modelindeki uç rejim korelasyonları sabit olduğu varsayımı reddedilerek her bir uç rejim için Eşitlik 16'daki gibi birer DCC süreci tanımlanabilir. Dolayısıyla $H_0: {}^1\delta_{ij} = 0$ ve $H_0: {}^2\delta_{ij} = 0$ boş hipotezlerinin test edilmesi gerekmektedir. Eğer bu iki boş hipotez ret edilemez ise model STCC-GARCH haline dönüşecektir.

Eşitlik 19'da sunulan t gözlemi için logaritmik olabilirlik fonksiyonunun model parametrelerine göre kısmi türevleri aşağıda verilmektedir.

$$(23) \quad \frac{\partial l_t}{\partial \beta_{0i}} = \frac{(v_{i,t}\varepsilon_{i,t})-1}{2h_{i,t}} \left(\frac{\partial h_{i,t}}{\partial \beta_{0i}} \right) \quad \left(\frac{\partial h_{i,t}}{\partial \beta_{0i}} \right) = 1 + \beta_{2i} \left(\frac{\partial h_{i,t-1}}{\partial \beta_{0i}} \right)$$

$$(24) \quad \frac{\partial l_t}{\partial \beta_{1i}} = \frac{(v_{i,t}\varepsilon_{i,t})-1}{2h_{i,t}} \left(\frac{\partial h_{i,t}}{\partial \beta_{1i}} \right) \quad \left(\frac{\partial h_{i,t}}{\partial \beta_{1i}} \right) = (u_{i,t-1})^2 + \beta_{2i} \left(\frac{\partial h_{i,t-1}}{\partial \beta_{1i}} \right)$$

$$(25) \quad \frac{\partial l_t}{\partial \beta_{2i}} = \frac{(v_{i,t}\varepsilon_{i,t})^{-1}}{2h_{i,t}} \left(\frac{\partial h_{i,t}}{\partial \beta_{2i}} \right) \quad \left(\frac{\partial h_{i,t}}{\partial \beta_{2i}} \right) = h_{i,t-1} + \beta_{2i} \left(\frac{\partial h_{i,t-1}}{\partial \beta_{2i}} \right)$$

$$(26) \quad \frac{\partial l_t}{\partial \gamma} = (v_{i,t}v_{j,t} - \rho_t^{ij})(^1P_{ij} - ^2P_{ij})(1 - G_t(\cdot))(G_t(\cdot))(c - s_t)$$

$$(27) \quad \frac{\partial l_t}{\partial c} = (v_{i,t}v_{j,t} - \rho_t^{ij})(^1P_{ij} - ^2P_{ij})(1 - G_t(\cdot))(G_t(\cdot))\gamma$$

$$(28) \quad \frac{\partial l_t}{\partial ^1P_{ij}} = (v_{i,t}v_{j,t} - \rho_t^{ij})(1 - G_t(\cdot))$$

$$(29) \quad \frac{\partial l_t}{\partial ^1\delta_{ij}} = (v_{i,t}v_{j,t} - \rho_t^{ij})(1 - G_t(\cdot))(\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1})$$

$$(30) \quad \frac{\partial l_t}{\partial ^2P_{ij}} = (v_{i,t}v_{j,t} - \rho_t^{ij})(G_t(\cdot))$$

burada $\varepsilon_t = D_t^{-1}u_t$, $v_t = D_t^{-1}\varepsilon_t$, ρ_t^{ij} ise korelasyon matrisinin tersinde (R_t^{-1}) i ve j serilerine denk gelen değeri göstermektedir. Yukarıda ifade edilen boş hipotezlerin test edilebilmesi için gerekli LM istatistiği boş hipotez altında geçerli olan STCC-GARCH modelinden elde edilmektedir. Bilgi matrisi (information matrix) yerine OPG varyansı kullanıldığı takdirde LM test istatistiği Eşitlik 31'deki gibi ifade edilebilir.

$$(31) \quad LM = 1_T G(G'G)^{-1}G'1_T$$

burada 1_T bütün elemanları bir olan ($T \times 1$) kolon vektörünü, G ise logaritmik olabilirlik fonksiyonunun model parametrelerine göre türevlerinden oluşan ($T \times K$) matrisini (K parametre sayısı) belirtmektedir. Bu haliyle LM test istatistiği gözlem sayısının (T), logaritmik olabilirlik fonksiyonunun model parametrelerine göre türevlerinin kısıt altındaki tahminleri (estimates) ile hesaplanan değerlerinin birler üzerine regres edilmesinden elden edilen R^2 ile çarpımına eşit olduğu bilinmektedir (Greene, 2004). Klasik düzenleyici koşullar altında Eşitlik 31 ile ifade edilen LM istatistiği asimptotik olarak $\chi^2_{(1)}$ dağılmaktadır. Sonuç olarak Eşitlik 23'den Eşitlik 30'a kadar olan kısmi türevler her t gözlemi için boş hipotez altında kısıtlı model olan STCC-GARCH parametreleri ile hesaplanarak G matrisi elde edilmekte ve bu matrisin birler üzerine regres edilmesi ile elde edilen R^2 ile gözlem sayısı çarpılarak LM istatistiği elde edilmektedir.

5. BULGULAR

Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki koşullu korelasyon DCC-GARCH, STCC-GARCH, DSTCC-GARCH ve önermiş olduğumuz spesifikasyonlar ile modellenmiştir. Tahmin (estimate) edilen korelasyon dinamiklerinin sağlıklı olabilmesi, uygun ortalama (mean) ve

varyans eşitliklerinin formüle edilmesine bağlı olduğu bilinmektedir. Dolayısıyla modellemeye, piyasalar arasındaki bağımlılığa özel dinamikleri en iyi temsil edebilecek ortalama (mean) ve varyans eşitliklerinin tespit edilmesiyle başlanmıştır. Yöntem bölümünde ifade edildiği gibi, model parametreleri üzerinde herhangi bir kısıtlayıcı varsayım yapılmamış ve piyasalar arasında getiri ve oynaklık (volatilite) yayılımı olup olmadığı özellikle incelenmiştir. Yapılan incelemeler ve tahmin (estimate) edilen modellerin karşılaştırılması sonucunda en uygun ortalama ve varyans denklemleri Eşitlik 32’de sunulmuştur.

$$(32) \quad \begin{aligned} r_{FX,t} &= \alpha_{10} + \alpha_{12}r_{B,t-1} + u_{FX,t} \\ r_{B,t} &= \alpha_{20} + u_{B,t} \\ h_{FX,t} &= \beta_{10} + \beta_{11}u_{FX,t-1}^2 + \beta_{12}h_{FX,t-1} \\ h_{B,t} &= \beta_{20} + \beta_{21}u_{B,t-1}^2 + \beta_{22}h_{B,t-1} + \beta_{23}h_{FX,t-1} \end{aligned}$$

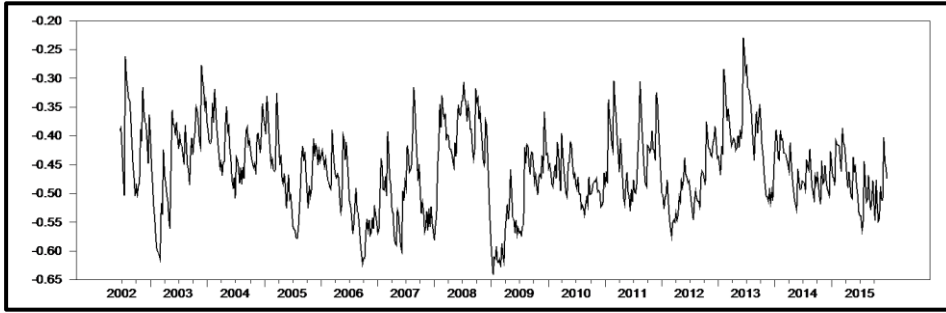
Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki ilişki *portföy dengesi* modelinde öngörüldüğü gibi hisse senedi borsasından döviz kuru piyasasına doğru olduğu tespit edilmiştir. Döviz kuru getirisi, hisse senedi getiri denkleminde anlamlı olarak yer almazken, hisse senedi getirisinin birinci gecikmesi döviz kuru getiri denkleminde anlamlı olarak bulunmaktadır. Tahmin (estimation) sonucu α_{12} katsayısı, portföy dengesi modelinin öngördüğü piyasalar arasındaki negatif ilişkiye paralel olarak negatif bulunmuştur. Diğer taraftan, döviz kuru piyasasından hisse senedi piyasasına negatif volatilite yayılımı tespit edilmiştir. Fakat hisse senedi piyasa oynaklığı döviz kuru volatilitesi üzerinden anlamlı bir etkiye sahip değildir.

Modeller hazırlamış olduğumuz RATs 8.0 program kodlarıyla tahmin edilmiştir. Modellere ait nihai tahmin sonuçlarının ekonometri programı (RATs 8.0) çıktıları sırasıyla Ekler bölümünde sunulmuştur. Model bulgularının yorumlanmasında model parametrelerinin izah edilmesi yerine daha bilgilendirici olan tahmin edilen model parametreleriyle oluşturulan dinamik (zamana bağlı değişen) koşullu korelasyon serilerinin grafikleri kullanılmıştır.

5.1 DCC-GARCH Modeli

Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki getiri korelasyonunun (return correlation) Şubat 2002 – Kasım 2015 tarihleri arası dönemde dinamik yapısı ve almış olduğu değerler DCC-GARCH modeli sonuçlarıyla ortaya çıkarılmıştır. Şekil 6’dan açıkça görüldüğü üzere, Türkiye hisse senedi ile döviz piyasaları arasında ters bir ilişki olduğu bulunmuştur. 2002-2015 döneminde korelasyon -0,25 ile -0,65 arasında değer almakta yani piyasalar arasındaki ters ilişki zaman zaman zayıflamakta (-0,25), zaman zaman güçlenmekte (-0,65) ve dönem

doyunca (CCC-GARCH modeli sonuçlarının da doğruladığı gibi) ortalama olarak -0,44 seviyesindedir. Bu sonuç, hisse senedi fiyatı ile döviz kuru arasında negatif bir ilişki olduğunu ve hisse senedi borsasından döviz piyasasına doğru çalışan bir nedensellik olduğunu öngören portföy dengesi (Portfolio Balance, Branson (1983) ve Frankel (1983)) yaklaşımının Türkiye’de ağır basmakta olduğunu ortaya koymaktadır. Bu bağlamda Türkiye sermaye hesabının ağırlık kazandığı sermaye açığı olan klasik gelişmekte olan ülke profili çizmektedir. Bu bulgu yukarıda belirtildiği üzere ortalama (mean) eşitlikleri sistemi tarafından da doğrulanmaktadır. Döviz piyasasına ait ortalama eşitliğinde bulunan hisse senedi değişkenine ait katsayı anlamlı ve negatif iken hisse senedine ait ortalama eşitliğinde döviz piyasasının katsayısı anlamsızdır.



Şekil 6) DCC modelinden türetilen koşullu korelasyon

5.2 Sabit Koşullu Korelasyon Boş Savının Sınanması

Türkiye hisse senedi ile döviz piyasaları arasındaki korelasyonu anlamlı bir şekilde etkileyen ve korelasyonun dinamik yapısından sorumlu değişkenleri tespit edebilmek için DCC modeline göre daha esnek olan STCC-GARCH ve DSTCC-GARCH modelleri tahmin edilmiştir. Yöntem bölümünde ayrıntılı olarak anlatıldığı üzere, (D)STCC-GARCH modellemesine korelasyon üzerinde etkisi olabileceği düşünülen değişkenlerin LM_1 testi (Silvennoinen ve Teräsvirta (2005)) sınamasıyla başlanmıştır. LM_1 istatistiğinin hesaplanmasında kullanılan kısıt altındaki parametrelerin değerleri CCC-GARCH modelinin tahmin edilmesiyle elde edilmiştir. Yukarıda belirttiğimiz gibi geçiş değişkeni olarak;

- *zaman*,
- *küresel volatilité*: VIX endeksi,
- *piyasa volatiliteleri*: piyasalara ait koşullu varyanslar (vol.), hata terimlerinin ve standardize edilmiş hata terimlerinin mutlak değerleri ve kareleri ($A[err.]$, $A[serr.]$, $S[err.]$ ve $S[serr.]$)
- *piyasa gelişmeleri*: piyasalara ait hata terimleri ve standardize edilmiş hata terimleri (err. ve serr.)

- S&P500 endeksinin getiri oranı ve volatilitesi
- altın getiri oranı ve oynaklığı
- petrol getiri oranı ve oynaklığı
- yerel ve küresel faiz oranlarının değişimi ve oynaklığı
- uluslararası faiz oranı farklarının değişimi ve oynaklığı

değişkenleri beşinci gecikmelerine kadar kullanılmıştır. Böylece 105 değişken ile LM_1 test istatistikleri hesaplanmış ve anlamlı geçiş değişkenleri Tablo 3'de p -değerleriyle birlikte verilmiştir. Korelasyonun zaman trendinden, altın getiri oranından, petrol fiyatlarının oynaklığından, döviz piyasasındaki şoklardan, hisse senedi volatilitelerinden, ABD faiz oranlarındaki değişikliklerden (2 yıllık devlet tahvili faiz oranları), Türkiye faiz oranlarının değişim oynaklığından, ABD ile Türkiye piyasa faiz oranları arasındaki farkın değişiminden ve oynaklığından etkilendiği bulunmuştur.

Tablo 3) Sabit Koşullu Korelasyon Savı LM_1 İstatistikleri

Bist_100 – FX_usd	
Değişken	LM istatistiği (p -değeri)
Zaman	3,09 (0,08)
r_gold-L2	6,18 (0,01)
vol_oil-L3	4,49 (0,03)
Δ us_i-rate-L4	5,53 (0,02)
vol_ Δ tr_i-rate-L5	8,05 (0,00)
diff_i-rate-L5	4,58 (0,03)
vol_diff_i-rate-L5	6,60 (0,01)
err.FX-L4	4,33 (0,04)
serr.FX-L4	3,84 (0,05)
A[err.B-L4]	4,80 (0,03)
A[serr.B-L4]	4,56 (0,03)
S[err.B-L4]	3,85 (0,05)
S[serr.B-L4]	3,47 (0,06)

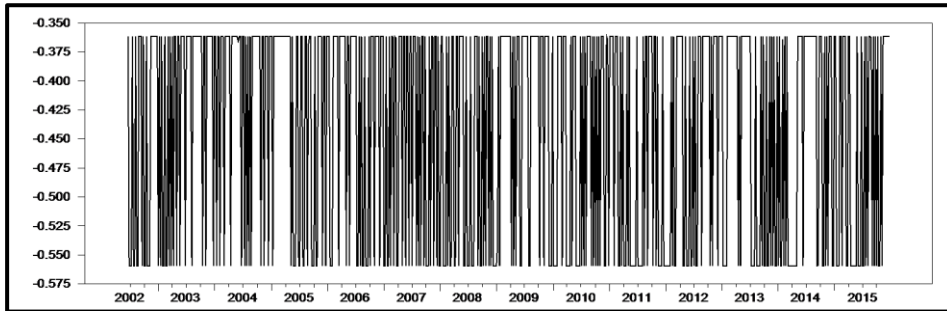
DCC-GARCH modeli tahmin sonuçları, hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki ilişkide sermaye hesabına (capital account) daha fazla ağırlık veren portföy dengesi modelinin Türkiye'de ağır basmakta olduğunu göstermişti. Buna bağlı olarak sermaye hareketleri üzerinde belirleyici etkisi olan faiz oranlarının piyasalar arasındaki korelasyonu belirleme gücüne sahip olduğu öngörülmektedir. Tablo 3'de sunulan LM_1 test istatistikleri bu durumu doğrulamaktadır. Küresel volatiliteler (VIX endeksi) ve S&P500 endeksi piyasalar arası getiri korelasyonunu anlamlı olarak etkilememektedir.

Tablo-3'ün ortaya koyduğu bir diğer önemli nokta ise; DCC-GARCH modeli korelasyon eşitliğinde açıklayıcı değişken olarak kullanılan “*standardize edilmiş hata terimlerinin birinci gecikmeleri*” korelasyonu anlamlı olarak etkileyen değişkenler arasında yer almamaktadır. Piyasalar arasındaki koşullu korelasyon döviz piyasasına ait standardize edilmiş hata terimlerinin dördüncü gecikmesinden etkilenirken hisse senedi piyasasına ait standardize edilmiş hata terimlerinin hiçbir geçilmesinden etkilenmemektedir. Bu haliyle DCC-GARCH modelinde spesifikasyon hatası bulunmaktadır.

Tablo-3'de sunulan değişkenlerin piyasalar arası getiri korelasyonunu nasıl etkiledi ve bu değişkenlerin etkisiyle korelasyonun zaman içerisinde hangi değerleri aldığı ilgili değişkenleri geçiş değişkeni olarak kullanan STCC-GARCH modellerinin tahminiyle ortaya çıkarılmış olacaktır.

5.3 STCC-GARCH Modeli

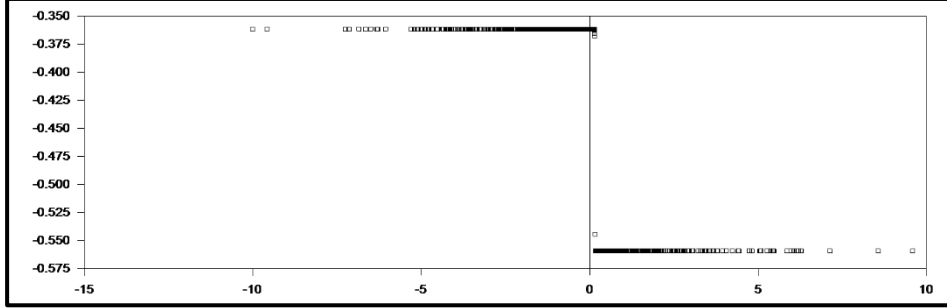
STCC-GARCH modeli Tablo 3'de belirtilen değişkenlerin hepsi ile (13 adet model) tahmin (estimate) edilmiştir. Modeller arasından başarılı olanlar rapor edilerek model bulguları korelasyon grafikleriyle yorumlanmıştır. Bu aşamada STCC model bulguları yorumlanırken dikkatli olunması gerekmektedir. LM_1 test sonucunda birbirinden (taşıdıkları bilgi ve yapı olarak) farklı çok fazla anlamlı değişkenin ortaya çıkması bunlardan sadece birini kullanan STCC model bulguları üzerinde soru işareti oluşturmaktadır.



Şekil 7) ABD ile Türkiye piyasa faiz oranları arasındaki farkın değişiminin geçiş değişkeni olarak kullanıldığı STCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyon

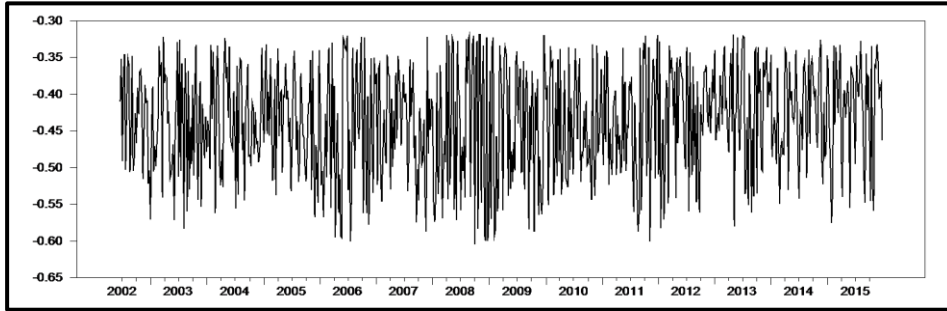
Tahmini yapılan STCC-GARCH modelleri arasından, ABD ile Türkiye piyasa faiz oranları arasındaki farkın değişiminin geçiş değişkeni olarak kullanıldığı STCC modeli ML istatistiğine göre en iyi modeli vermektedir. Şekil 7 ve Şekil 8, Türkiye ile ABD piyasa faiz oranları (orta vade) arasındaki değişimin geçiş değişkeni olarak kullanıldığı STCC-GARCH modelinden türetilen korelasyonun değerlerini ve geçiş değişkeninin korelasyon üzerindeki etkisini göstermektedir. Zaman içerisinde piyasalar arasındaki korelasyon -0,36 ile -0,56 arasında faiz

farkının deęişimine göre deęer almaktadır. Deęişim pozitif ise yani Türkiye ile ABD arasındaki faiz oranı farkı artar ise piyasalar arasındaki ters ilişki güçlenmekte ve -0,56 deęerini almakta faiz farkı azalır ise negatif ilişki azalmakta -0,36 seviyesine gerilemektedir (Şekil 8).

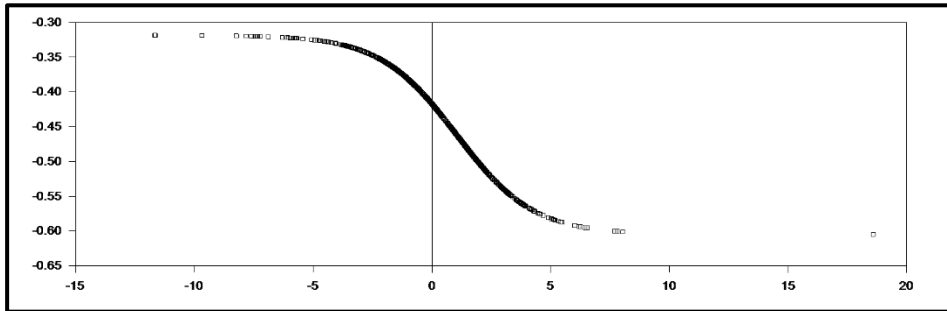


Şekil 8) STCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyonun faiz farkı deęişimine göre deęeri

Aynı şekilde, Şekil 9 ve Şekil 10'da altın fiyatlarındaki deęişimin geçiş deęişkeni olarak kullanıldığı STCC-GARCH modelinden türetilen Türkiye hisse senedi ile döviz piyasaları arasındaki korelasyonun zaman içerisinde almış olduđu deęerler ve geçiş deęişkeninden (altın fiyatlarındaki deęişim) nasıl etkilendiđi gösterilmektedir. Piyasalar arasındaki negatif korelasyon ile altın getiri oranı arasında dođru orantı olduđu anlaşılmaktadır. Altın getiri oranı arttıkça piyasalar arasındaki negatif ilişki güçlenmekte ve korelasyonun üst limiti olan -0,6 deęerine yaklaşmaktadır. Altın fiyatları azaldıkça piyasalar arasındaki ilişki zayıflamaktadır.



Şekil 9) STCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyon (Altın fiyatı deęişimi)



Şekil 10) STCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyonun altın getiri oranına göre deęeri

5.4 STCC Modelinin Test Edilmesi

Tablo 3’de sunulan geçiş değişkenlerinin tamamı ile STCC-GARCH modeli (13 adet model) tahmin edilmiştir. Tahmini yapılan bütün STCC modellerinin LM_2 testi (Silvennoinen ve Teräsvirta (2009)) kullanılarak ikinci bir geçiş fonksiyonuna (veya değişkenine) ihtiyaç duymadığı boş hipotezi sınanmıştır. Diğer bir ifadesiyle STCC modelinde kullanılan birinci geçiş değişkeni kontrol edilirken piyasalar arası korelasyonu zaman içerisinde etkileme gücü olan ikinci değişkenlerin etkisi test edilmektedir. Bu maksatla STCC modeli öncesi test edilen değişkenlerin tamamı tekrar göz önünde bulundurulmuş ve test sürecine dâhil edilmiştir. Dolayısıyla tahmini yapılan 13 STCC-GARCH modelinin hepsinde 105 değişken için LM_2 test istatistiği hesaplanmış ve sonuçları raporlanmıştır⁵. Buradaki kısıtlı model ikinci geçiş değişkenine ihtiyaç duymayan STCC-GARCH modelidir ve LM_2 test istatistiği hesaplamasında kısıt altındaki parametreler için STCC modeli sonuçları kullanılmıştır.

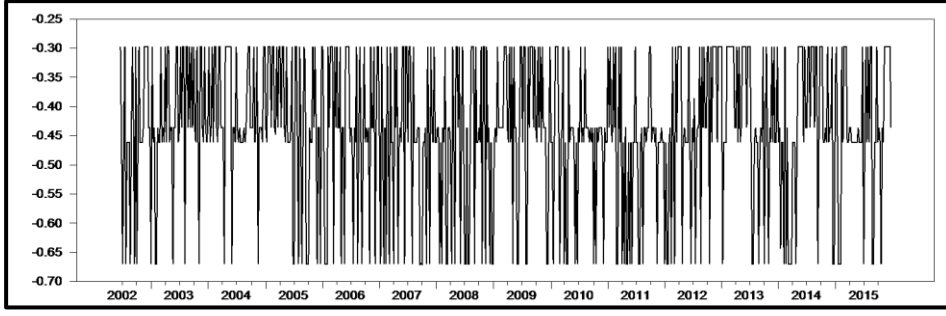
5.5 DSTCC-GARCH Modeli

Piyasalar arası koşullu korelasyonun dinamik yapısının ve özelliklerinin ortaya çıkarılması için DSTCC-GARCH modeli LM_2 testi ile tespit edilen tüm ikinci geçiş değişkenleri ile tahmin edilmiş ve koşullu korelasyon serileri üretilmiştir. Önceki modellerin yorumlanmasında olduğu gibi sonuçlar üretilen koşullu korelasyon serilerinin grafikleri üzerinden izah edilmiştir.

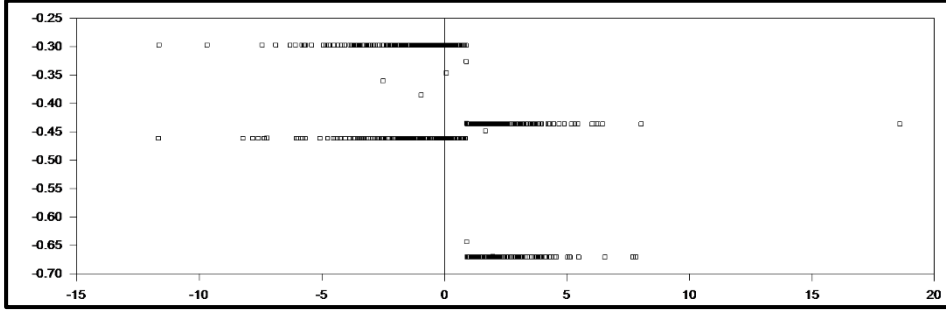
Tahmini yapılan DSTCC-GARCH modelleri arasından iki model öne çıkmakta ve en başarılı sonuçları vermektedir. En başarılı STCC modelini veren ABD ile Türkiye piyasa faiz oranları arasındaki farkın değişimini geçiş değişkeni olarak kullanan STCC modeline yapılan LM_2 test sonucuna göre zaman trendi ve altın getiri oranı anlamlı ikinci geçiş değişkeni olarak belirlemektedir. Faiz oranı farkını ve altın getiri oranı değişimlerini geçiş değişkeni olarak kullanan DSTCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyonlar Şekil 11, 12 ve 13’de, Faiz oranı farkı ve zaman trendini kullanan modelden elde edilenler ise Şekil 14, ve 15’de gösterilmiştir.

Piyasalar arasındaki korelasyonun, altın getiri oranının değerine ve Türkiye ABD piyasaları arasındaki faiz farklarındaki değişimin değerine göre zaman içerisinde almış olduğu değerler Şekil 11’de görülmektedir.

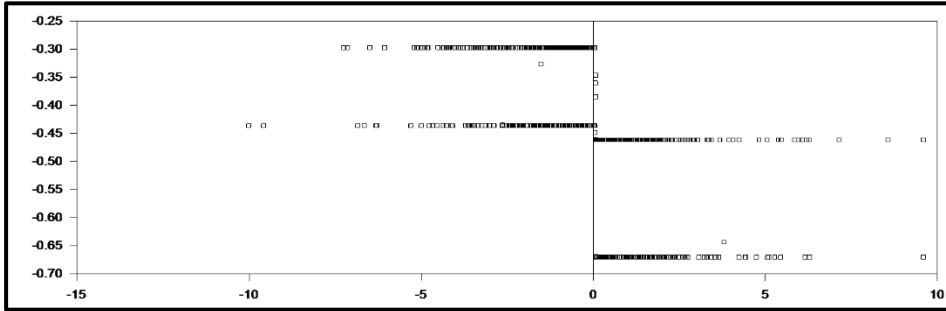
⁵ LM_2 testi (Silvennoinen ve Teräsvirta (2009)) sonuçları çalışmanın özünü tablo kalabalığından kurtarmak adına bu raporda sunulmamıştır. İstek üzerine ilgilileriyle paylaşılabilir.



Şekil 11) DSTCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyon (Altın getiri oranı ve faiz farkı değişimi)



Şekil 12) DSTCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyonun altın getiri oranına göre değeri

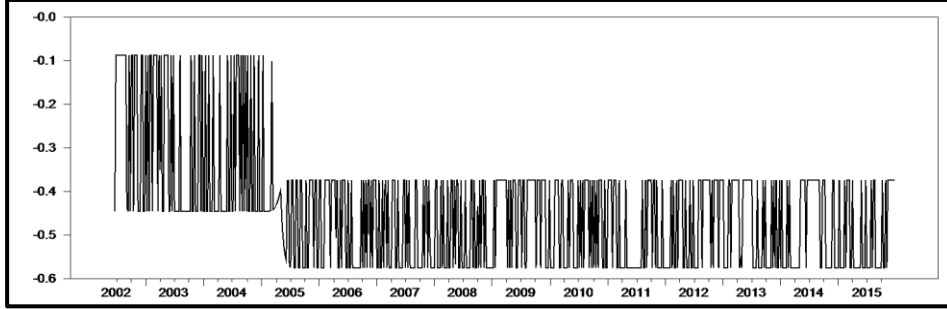


Şekil 13) DSTCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyonun faiz farkı değişimine göre değeri

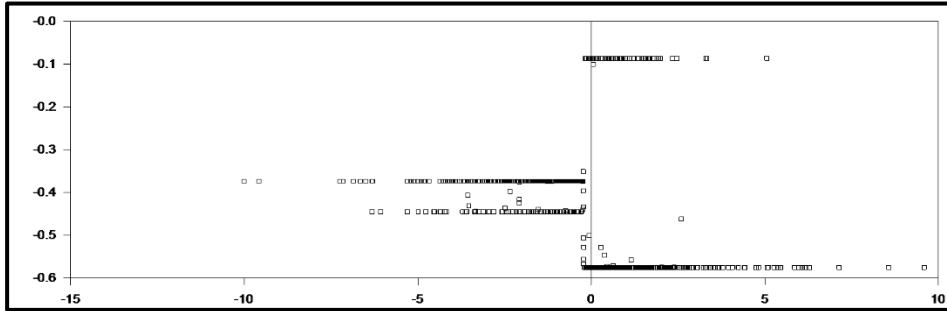
Şekil 12'den görüldüğü üzere altın getiri oranı, eşik değeri olan 0,89'dan küçük iken piyasalar arasındaki negatif ilişki görece zayıf seviyeler olan -0,29 ile -0,43 arasında (faiz farkındaki değişime bağlı olarak) dalgalanmaktadır: korelasyon, Türkiye ile ABD faiz farkı azalır ise -0,29 değerini fark artar ise -0,43 değerini almaktadır. Diğer taraftan altın getiri oranı eşik değerinden yüksek ise piyasalar arasındaki ters ilişki kuvvetlenmekte ve korelasyon -0,46 ile -0,67 arasında değer almaya başlamaktadır. Özet olarak, Türkiye hisse senedi ile döviz piyasaları arasındaki korelasyon zaman içerisinde 3 farklı aktif rejimde üç farklı değer almaktadır. Altın getiri oranı düşük ve Türkiye ile ABD faizleri arasındaki fark azalır iken piyasalar arasındaki negatif ilişki en düşük seviyesinde (-0,29) bulunmaktadır. Eğer altın getiri oranı veya faiz farkı artar ise ters ilişki kuvvetlenmektedir (-0,43 veya -0,46). Eğer hem altın getiri oranı artar hem de faiz farkı artar ise ters ilişki en üst seviyeye (-0,67) ulaşmaktadır.

İkinci en başarılı sonuçları, faiz oranı farklarının değişimini ve zaman trendini geçiş değişkeni olarak kullanan DSTCC modeli vermektedir. Bu modelden elde edilen koşullu korelasyonun

zaman içerisinde almış olduğu değerler Şekil 14'de, korelasyonun faiz farkına vermiş olduğu tepki ise Şekil 15'de gösterilmektedir. Piyasalar arasındaki bağımlılıkta Mayıs 2005 tarihinde yapısal bir değişiklik olduğu anlaşılmaktadır. Bu tarihten önce korelasyon faiz farkı değişiminin değerine göre -0,08 ile -0,44 arasında değer alırken daha sonra -0,37 ile -0,57 arasında değer almaya başlamıştır. Mayıs 2005 sonrası Türkiye ile ABD piyasa faiz oranı arasındaki farkın artması hisse senedi ve döviz piyasası arasındaki negatif ilişki güçlendirmekte (-0,57) azalması ise bağımlılığı zayıflatmaktadır (-0,37).



Şekil 14) DSTCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyon (Faiz farkı değişimi ve zaman)



Şekil 15) DSTCC-GARCH modelinden türetilen koşullu korelasyonun faiz farkı değişimine göre değeri

5.6 Sabit İki Uç Rejim Savının Test Edilmesi

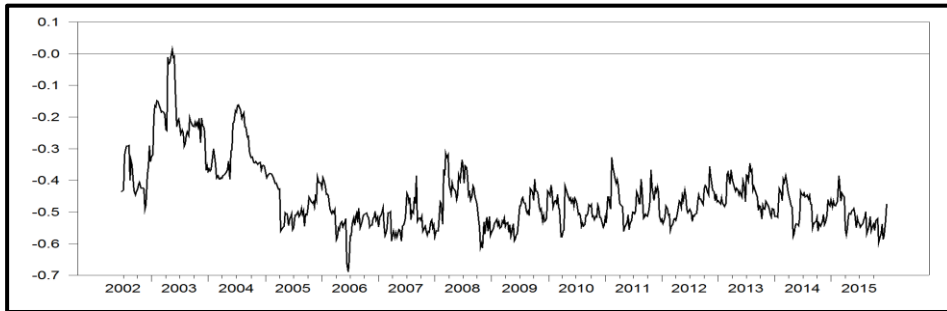
DSTCC-GARCH modelleri tahmin edilmeden önce STCC modelinin ikinci bir geçiş değişkenine (fonksiyonuna) ihtiyaç duyup duymadığı (bir diğer ifadeyle birinci geçiş değişkeni kontrol edilirken korelasyonu etkileyen ikinci bir değişken olup olmadığı) LM_2 istatistiği ile test edilmesi gibi STCC modelinin sabit iki uç rejimi DCC yapısında bir dinamik yapı ile genişletilmeden önce bu iki sabit uç rejim Yöntem bölümünde önerilen yeni LM testi ile sınanmalıdır. Anlamlı geçiş değişkenleri (Tablo 3) ile tahmini yapılan bütün STCC modelleri için LM testi kullanılarak sabit uç rejim boş hipotezleri sınanmıştır. LM testinde kısıtlı model

sabit iki uç rejime sahip STCC-GARCH modelidir ve *LM* test istatistiği⁶ hesaplamasında kısıt altındaki parametreler için STCC modeli sonuçları kullanılmıştır.

5.7 Önerilen yeni Model

STCC modelinin öngördüğü iki uç rejim korelasyonlarının sabitliği en güçlü olarak zaman trendini ve ABD ile Türkiye piyasa faiz oranları arasındaki farkın değişimini geçiş değişkeni olarak kullanan STCC modellerinde ret edilmekte ve ML değerlerine göre en iyi sonuçları bu değişkenlerin kullanıldığı modeller vermektedir. Dolayısıyla bu değişkenleri kullanan STCC modellerinde iki uç rejim korelasyonları için ayrı DCC tipi dinamikler tanımlanarak modeller tahmin edilmiştir. Yukarıda belirtildiği üzere (bakınız Tablo 3), standardize edilmiş hata terimlerinin birinci gecikmelerinin piyasalar arasındaki korelasyonu açıklama gücü yoktur. Yapılan LM testleri sonucunda zaman düzeltmesi yapılan (bir diğer ifadeyle zaman değişkenini geçiş değişkeni olarak kullanan STCC modeline ait) korelasyon üzerinde her iki piyasaya ait standardize edilmiş hata terimlerinin dördüncü gecikmelerinin anlamlı etkisi olduğu ortaya çıkmaktadır. Buna bağlı olarak iki uç rejim dinamikleri $DCC(4,4)$ ⁷ olarak formüle edilmiştir⁸.

İki ($DCC(4,4)$ yapısında) dinamik uç rejim arasında zaman değişkenine göre yumuşak geçiş öngören yeni modelden türetilen koşullu korelasyonun zaman içerisinde aldığı değerler Şekil 16'da sunulmuştur. Daha önce tespit edilen Mayıs 2005 tarihi bu sonuçlarda da kendini göstermektedir. Bu tarihten önce piyasalar arasındaki negatif ilişki görece daha zayıf ve süreğen (persistent) yapıya sahip iken 2005 sonrası piyasalar arasındaki negatif bağımlılık güçlenmiş ve süreğenliği azalmıştır. Mayıs 2005 öncesi ve sonrası koşullu korelasyonun ortalama değeri sırasıyla -0,3 ve -0,5 olduğu tespit edilmiştir.



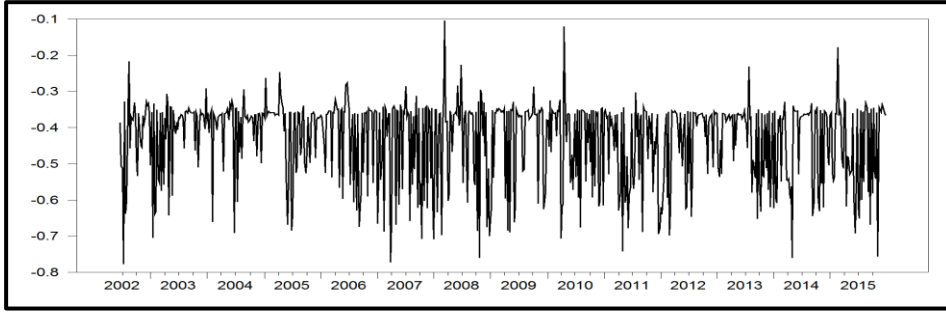
Şekil 16) Yeni modelden türetilen koşullu korelasyon (Zaman + $DCC(4,4)$)

⁶ *LM* test istatistikleri tablo kalabalığını önlemek adına bu raporda sunulmamıştır. İstek üzerine ilgilileriyle paylaşılabilir.

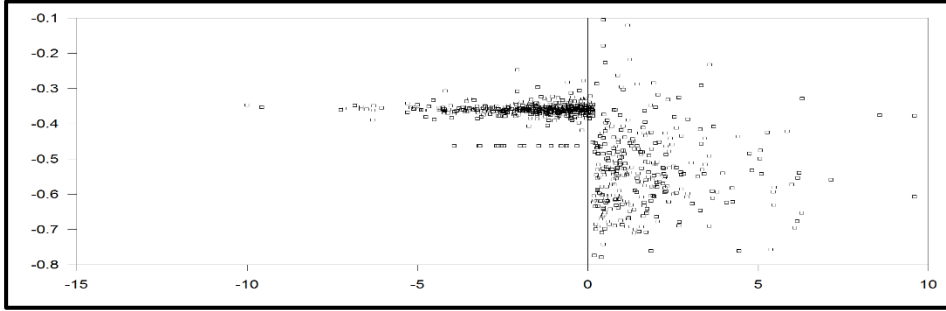
⁷ $DCC(4,4)$ standardize edilmiş hata terimlerinin dördüncü gecikmesini içeren modeli ifade etmektedir.

⁸ Klasik DCC dinamikleriyle de tahminler (estimations) yapılmış ve $DCC(4,4)$ modelinin daha başarılı sonuçlar verdiği gözlenmiştir.

Türkiye ve ABD piyasa faizleri arasındaki farkın değişmesine göre iki farklı DCC(4,4) tipi dinamik arasında geçişi formüle eden yeni model sonuçlarından elde edilen koşullu korelasyon Şekil 17’de, korelasyonun faiz farklarından nasıl etkilendiği ise Şekil 18’de gösterilmiştir. Faiz farkı değişiminin negatif olduğu yani Türkiye ile ABD arasındaki faiz farkının azaldığı dönemlerde piyasalar arasındaki negatif ilişki zayıflamakta ve -0,32 ile -0,36 seviyeleri arasında değer almaktadır. Bu rejimde korelasyonun daha stabil olduğu anlaşılmaktadır. İki ülke arasındaki faiz farkının arttığı dönemlerde ise korelasyonun daha dinamik bir yapıya sahip olduğu gözlenmektedir (Şekil 18). Bu rejimde korelasyon ortalaması -0,56 seviyesinde -0,1 ile -0,77 arasında, çok geniş bir bantta değerler almaktadır.



Şekil 17) Yeni modelden türetilen koşullu korelasyon (Faiz farkı değişimi + DCC(4,4))



Şekil 18) Yeni modelden türetilen koşullu korelasyonun faiz farkı değişimine göre değeri

Tahmini yapılan en başarılı DCC, STCC, DSTCC ve yeni model spesifikasyonlarına ait ML değerleri Tablo 4’de özetlenmiştir. Daha önce tartışıldığı üzere, klasik DCC ve DCC(4,4) modelleri spesifikasyon hatası içermektedir. Korelasyon üzerinde zaman düzeltilmesi yaptıktan sonra DCC(4,4) yapısı anlamlı hale gelmektedir. Zaman değişkeni ile birlikte DCC(4,4) yapısı içeren yeni model ML değeri karşılaştırmasında DCC, DCC(4,4) ve zaman değişkenini kullanan STCC modellerinden daha başarılı olduğu görülmektedir (Tablo 4). Aynı şekilde, faiz farkı değişimi değişkenini DCC(4,4) yapısı ile tahmin eden yeni model bu değişkeni içeren STCC modeline göre daha başarılı görünmektedir.

Bu proje kapsamında yapılan tüm analizler sonucunda Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki bağımlılığı etkileyen ya da bağımlılığı etkileyen faktörleri temsil etmede üç ana unsur ön plana çıkmaktadır. Bunlar; zaman trendi, Türkiye ile ABD faiz oranları arasındaki farkın değişimi ve altın getiri oranı. Bu değişkenler farklı dinamikleri ifade etmektedirler. Yeni önermiş olduğumuz model ile DSTCC modellerine ait ML değerlerini karşılaştırdığımızda DSTCC modelinin kısmı olarak daha başarılı olduğu görülmektedir. DSTCC yapısının başarısı kullandığı geçiş değişkenlerinin korelasyonun dinamik yapısını temsil etme kabiliyetine, DCC modelinin başarısı ise öngördüğü dolaylı GARCH yapısının korelasyonun dinamik yapısını temsil etme durumuna bağlıdır. Dolayısıyla yeni model kapsamında öngörülen DCC sürecinin hisse senedi ile döviz piyasaları arasındaki korelasyonun dinamik yapısından sorumlu olan değişkenleri temsil etmede daha zayıf olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır.

Tablo 4) Tahmin Edilen Modellerin ML Değerleri

Bist_100 – FX_usd	
Model	ML değeri
DCC	-3337,84
DCC (4,4)	-3336,49
STCC (Zaman trendi)	-3333,74
Yeni Model (Zaman + DCC(4,4))	-3330,01
STCC (Altın getiri oranı)	-3332,65
STCC (Faiz farkı değişimi)	-3330,04
Yeni Model (Faiz farkı değişimi + DCC(4,4))	-3325,98
DSTCC (Faiz farkı değişimi + Zaman Trendi)	-3324,71
DSTCC (Faiz farkı değişimi + Altın getiri oranı)	-3324,45

6. SONUÇ

Bu proje kapsamında Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki bağımlılığın değişen yapısı ve özellikleri Şubat 2002 – Kasım 2015 tarihlerini kapsayan dönem için incelenmiş piyasalar arasındaki bağımlılığın seviyesini gösteren (gözlemlenemeyen) korelasyon katsayıları ortaya çıkarılmıştır. Ayrıca piyasalar arasındaki bağımlılığın zamanla değişen doğasından sorumlu olan değişkenler tespit edilmiştir. Bu amaç doğrultusunda koşullu korelasyonu doğrudan modelleyen çok değişkenli GARCH süreçleri arasından DCC-GARCH, STCC-GARCH ve DSTCC-GARCH modelleri kullanılarak Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki getiri korelasyonu (return correlation) modellenmiştir. Projenin ikinci hedefi kapsamında, seriler arasındaki bağımlılığın ve ortak hareketlerin incelenmesi için “çok değişkenli GARCH” yapısı altında DCC ve STCC spesifikasyonlarının bir karışımı olarak nitelendirilebilecek yeni bir korelasyon modeli önerilmiştir.

Yapılan analiz sonuçlarına göre, Türkiye hisse senedi ile döviz piyasaları arasında ters bir ilişki olduğu bulunmuştur. 2002-2015 döneminde korelasyon genel olarak -0,20 ile -0,65 arasında değer almakta yani piyasalar arasındaki ters ilişki zaman zaman zayıflamakta (-0,20), zaman zaman güçlenmekte (-0,65) ve korelasyonun dönem boyunca ortalama olarak -0,44 seviyesinde olduğu ortaya çıkarılmıştır. Bu sonuçlar, hisse senedi fiyatı ile döviz kuru arasında negatif bir ilişki olduğunu ve hisse senedi borsasından döviz piyasasına doğru çalışan bir nedensellik olduğunu öngören portföy dengesi (Portfolio Balance, Branson (1983) ve Frankel (1983)) yaklaşımının Türkiye’de ağır basmakta olduğunu ortaya koymaktadır. Bu bağlamda Türkiye sermaye hesabının ağırlık kazandığı sermaye açığı olan klasik gelişmekte olan ülke profili çizmektedir. Bu bulgu ortalama (mean) eşitlikleri sistemi tarafından da doğrulanmaktadır. Döviz piyasasına ait ortalama eşitliğinde bulunan hisse senedi değişkenine ait katsayı anlamlı iken hisse senedine ait ortalama eşitliğinde döviz piyasasının katsayısı anlamsızdır. Ayrıca döviz kuru piyasasından hisse senedi piyasasına doğru tek yönlü negatif volatilité yayılımı tespit edilmiştir.

Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki bağımlılığı etkileyen ya da bağımlılığı etkileyen faktörleri temsil etmede (farklı dinamikleri ifade eden) üç değişken tespit edilmiştir; zaman trendi, altın getiri oranı ve Türkiye ile ABD faiz oranları arasındaki farkın değişimi. Zaman trendi piyasalar arasındaki ilişkide Mayıs 2005 tarihinde yapısal bir değişiklik olduğunu ve negatif ilişkinin güçlendiğini göstermektedir. Altın getiri oranı ile piyasalar arasındaki negatif bağımlılık arasında doğru orantı olduğu tespit edilmiştir; altın getiri oranı arttıkça piyasalar arasındaki negatif bağımlılık güçlenmektedir. Türkiye için geçerli olduğu sonucuna ulaşılan sermaye hesabına (capital account) ağırlık veren portföy dengesi modeli tarafından öngörülen faiz oranı farklılıklarının hisse senedi ile döviz piyasaları arasındaki korelasyonu etkileyen en önemli değişken olduğu tahmin sonuçları ile teyit edilmektedir. Faiz farkı arttıkça piyasalar arasındaki negatif ilişki artmaktadır.

Proje kapsamında önermiş olduğumuz yeni model korelasyonun dinamikleri hakkında yeni bilgilerin ortaya çıkarılmasında başarılı olmuş ve sonuçların yorumlanmasında kullanılmıştır. Model performansları açısından yeni önermiş olduğumuz model ile DSTCC modellerine ait ML değerlerini karşılaştırdığımızda DSTCC modelinin kısmı olarak daha başarılı olduğu görülmektedir. DSTCC yapısının başarısı kullandığı geçiş değişkenlerinin korelasyonun dinamik yapısını temsil etme kabiliyetine, DCC modelinin başarısı ise öngördüğü dolaylı GARCH yapısının korelasyonun dinamik yapısını temsil etme durumuna bağlıdır. Dolayısıyla yeni model kapsamında öngörülen DCC sürecinin hisse senedi ile döviz piyasaları arasındaki korelasyonun dinamik yapısından sorumlu olan değişkenleri temsil etmede daha zayıf olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır.

7. REFERANSLAR

1. Abdalla, I. & Murinde, V. (1997). Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: Evidence of India, Korea, Pakistan and the Philippines. *Applied Financial Economics*, 7, 25–35.
2. Aggarwal, R. (1981). Exchange rates and stock prices: A study of the U.S. capital markets under floating exchange rates. *Akron Business and Economic Review*, 12,7–12
3. Ajayi, R. A. & Friedman, J. & Mehdiyan, S. M. (1998). On the relationship between stock returns and exchange rates: Tests of Granger causality. *Global Finance Journal*, 9, 241–251.
4. Aydemir, O. & Demirhan, E. (2009). The Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates Evidence from Turkey”, *International Research Journal of Finance and Economics*, 23, 207-215.
5. Bahmani-Oskooee, M., & Sohrabian, A. (1992). Stock prices and the effective exchange of the dollar. *Applied Economics*, 24,459–464
6. Bera, A. K. & Kim, S. (2002). Testing constancy of correlation and other specifications of the BGARCH model with an application to international equity returns. *Journal of Empirical Finance*, 9, 171–195.
7. Bollerslev, T. (1990). Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *Review of Economics and Statistics* 72: 498–505.
8. Branson, W. H. (1983). Macroeconomic determinants of real exchange rate risk. In R. J. Herring (Ed.), *Managing foreign exchange rate risk* (pp. 33–74). Cambridge, MA: Cambridge University Press.
9. Caporale, G. M. & Pittis, N. & Spagnolo, N. (2002). Testing causality-in-variance: An application to the East Asian markets. *International Journal of Finance and Economics*, 7, 235–245.
10. Caporale, G.M. & Hunter, J. & Menla A.F. (2014). On the linkages between stock prices and exchange rates: Evidence from the banking crisis of 2007–2010. *International Review of Financial Analysis*, 33(C), 87-103.
11. Dornbusch, R., & Fischer, S. (1980). Exchange rates and current account. *The American Economic Review*, 70,960–971
12. Engle, R. F. 2002. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339–350.
13. Erdem, C. & Arslan C.K. & Erdem M.S., (2005). Effects of Macroeconomic Variables on Istanbul Stock Exchange Indexes, *Applied Financial Economics*, 15, 2005, pp. 987-994.

14. Frankel, J. A. (1983). Monetary and portfolio balance models of exchange rate determination. In J. S. Bhandari, & B. H. Putnam (Eds.), *Economic interdependence and flexible exchange rates* (pp. 84–115). Cambridge, MA: MIT Press
15. Granger, C.W.J. & Teräsvirta, T. (1993). *Modelling nonlinear economic relationships*. Oxford, Oxford University Press.
16. Granger, C. W. J. & Huang, B. N. & Yang, C. W. (2000). A bivariate causality between stock prices and exchange rates: Evidence from recent Asian flu. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40, 337–354.
17. Kanas, A. (2000). Volatility spillovers between stock returns and exchange rate changes: International evidence. *Journal of Business and Accounting*, 27, 447–467.
18. Kasman, S., (2003) The Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices: A Causality Analysis. *Dokuz Eylül University Journal of Social Sciences Institute* 5(2) 70-79.
19. Kasman, S., (2004). Hisse Senedi Getirilerinin Oynaklığı ile Makroekonomik Değişkenlerin Oynaklığı Arasındaki İlişki,” *İMKB Dergisi*, 8, 1-10
20. Katechos, G. (2011). On the relationship between exchange rates and equity returns: A new approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 21, 550–559.
21. Lin, C. H. (2012). The co-movement between exchange rates and stock prices in the Asian emerging markets. *International Review of Economics and Finance*, 22, 161–172.
22. Moore, T. (2007a). The effects of the euro on stock markets: Evidence from Hungary, Poland and UK. *Journal of Economic Integration*, 22, 69–90.
23. Moore, T. (2007b). Has entry to the European Union altered the dynamic links of stock returns for the emerging markets? *Applied Financial Economics*, 17, 1431–1446.
24. Moore, T. & Wang P. (2014) Dynamic linkage between real exchange rates and stock prices: Evidence from developed and emerging Asian markets. *International Review of Economics and Finance*, 29 1–11.
25. Nieh, C. C., & Lee, C. F. (2001). Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41, 477–490.
26. Özçiçek, Ö. (2006), “Türkiye’de Döviz Kuru Getirisi ve Hisse Senedi Endeks Getirileri Oynaklıkları Arası Simetrik ve Asimetrik İlişki”, *İMKB Dergisi*, 10 (37) ss. 1-12
27. Phylaktis, K., & Ravazzolo, F. (2005). Stock prices and exchange rate dynamics. *Journal of International Money and Finance*, 24, 1031–1053.
28. Silvennoinen, A. & Teräsvirta T. (2005). Multivariate autoregressive conditional heteroskedasticity with smooth transitions in conditional correlations. *Working Paper Series in Economics and Finance No. 577, SSE/EFI*.

29. Silvennoinen, A. & Teräsvirta, T. (2009). Modeling multivariate autoregressive heteroskedasticity with the double smooth transition conditional correlation GARCH model. *Journal of Financial Econometrics* 7(4), 373-411.
30. Smyth, R., & Nandha, M. (2003). Bivariate causality between exchange rates and stock prices in South Asia. *Applied Economics Letters*, 10, 699–704.
31. Şensoy, A. & Sobacı, C (2013), "Effects Of Volatility Shocks On The Dynamic Linkages Between Exchange Rate, Interest Rate And The Stock Market: The Case Of Turkey" Research Department of Borsa İstanbul Working Paper No.10.
32. Teräsvirta, T (1994). Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of American Statistical Association*, 89, 208-218
33. Tse, Y.K. (2002). A test for constant correlation in a multivariate GARCH model. *Journal of Econometrics*, 98, 107-127.
34. Türkyılmaz, S. & Balıbey, M. (2013). The Relationships among Interest Rate, Exchange Rate and Stock Price: A BEKK - MGARCH Approach. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences*. 1(3), 166-174.
35. Vardar, G. & Aksoy, G. & Can, E., (2008). Effects of Interest and Exchange Rate on Volatility and Return of Sector Price Indices at Istanbul Stock Exchange”, *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences* 11, 126-135.
36. Wong, D. K. T., & Li, K. -W. (2010). Comparing the performance of relative stock return differential and real exchange rate in two financial crises. *Applied Financial Economics*, 20,137–150.

**TÜBİTAK
PROJE ÖZET BİLGİ FORMU**

Proje Yürütücüsü:	Yrd. Doç. Dr. MEHMET FATİH ÖZTEK
Proje No:	115K545
Proje Başlığı:	Türkiye Hisse Senedi ve Döviz Piyasaları Arasındaki Dinamik Bağımlılık ve Volatilite Yayılımı
Proje Türü:	3501 - Kariyer
Proje Süresi:	18
Araştırmacılar:	
Danışmanlar:	NADİR ÖCAL
Projenin Yürütüldüğü Kuruluş ve Adresi:	YILDIRIM BEYAZIT Ü. SİYASAL BİLGİLER F. İKTİSAT F.
Projenin Başlangıç ve Bitiş Tarihleri:	15/09/2015 - 15/03/2017
Onaylanan Bütçe:	57710.0
Harcanan Bütçe:	11092.73
Öz:	<p>Bu projede Türkiye hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki bağımlılığın değişen yapısı ve özellikleri Şubat 2002 ? Kasım 2015 tarihlerini kapsayan dönem için çok değişkenli GARCH modelleri kullanılarak incelenmiştir. Bağımlılığın zaman içerisinde almış olduğu değerler ve dinamik yapısını etkileyen değişkenler tespit edilmiştir. Ayrıca seriler arasındaki bağımlılığın ve ortak hareketlerin incelenmesi için çok değişkenli GARCH yapısı altında DCC ve STCC modellerinin bir karışımı olarak formüle edilen yeni bir korelasyon modeli önerilmiştir. Bulgular piyasalar arasında ters bir ilişki olduğunu ve korelasyonun genel olarak -0,20 ile -0,65 arasında değer aldığını göstermektedir. Dolayısıyla portföy dengesi modelinin Türkiye’de ağır basmakta olduğu ve bu bağlamda Türkiye’nin sermaye hesabının ağırlık kazandığı sermaye açığı olan klasik gelişmekte olan ülke profili çizdiği sonucuna ulaşılmıştır. Önermiş olduğumuz model korelasyon dinamiklerini temsil etmede karşılaştırılabilir bir performans göstermektedir.</p>
Anahtar Kelimeler:	Çok Değişkenli GARCH Volatilite Yayılımı Koşullu Korelasyon Modelleri Finans Piyasaları
Fikri Ürün Bildirim Formu Sunuldu Mu?:	Hayır