

**Türkiye ile Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler
Hisse Senedi Borsaları Arasındaki Birlikte Hareketlerin (comovement)
Çok Değişkenli GARCH Yöntemi ve
Doğrusal Olmayan Korelasyon Çerçevesinde Modellenmesi**

Proje No: 110K447

Prof. Dr. Nadir Öcal

Mayıs 2012

Ankara

Önsöz

Yürütücüsü olduğum SOBAG-110K447 nolu ve “Türkiye ile Gelişmiş ve Gelişmekte olan ülkeler hisse senedi borsaları arasındaki birlikte hareketlerin (comovement) çok değişkenli GARCH yöntemi ve doğrusal olmayan korelasyon çerçevesinde modellenmesi” başlıklı proje 01.04.2011 ile 01.04.2012 tarihleri arasında TÜBİTAK tarafından desteklenerek ODTÜ İktisat Bölümü’nde sürdürülmüştür. Proje süresince ODTÜ İktisat Bölümü doktora öğrencisi Mehmet Fatih Öztekin burslu öğrenci olarak görev almıştır.

Projenin sonuçları “5th CSDA International Conference on Computational and Financial Econometrics” konferansında sunulmuştur. Çalışmamın burada sunulan esas sonuçlarını makale formatına sokup, bir SSCI dergiye yayın için gönderilmesi planlanmaktadır.

Çalışmamın tamamlamasında verdiği desteklerinden dolayı TÜBİTAK’a, proje süresince titiz ve özverili çalışmalarından dolayı Mehmet Fatih Öztekin’e teşekkürü borç bilirim.

İçindekiler

Önsöz	2
Tablo Listesi	4
Şekil Listesi.....	4
Özet	6
Abstract	6
1. GİRİŞ.....	7
2. Literatür Özeti.....	9
3. Veri	12
4. Yöntem	16
4.1 Model.....	17
4.2 Geçiş Değişkenin Belirlenmesi	19
4.3 Kestirim Metodu.....	20
5. Bulgular.....	20
5.1 Sabit Koşullu Korelasyon Boş Savının Sınanması	21
5.2 Türkiye – Brezilya.....	22
5.3 Türkiye – Yunanistan	24
5.4 Türkiye – Almanya	27
5.5 Türkiye – A.B.D.	29
6. Sonuç	32
7. Referanslar.....	33

Tablo Listesi

Tablo 1: Endeks Getiri Oranlarının Betimleyici İstatistikleri	15
Tablo 2: Endeks Getiri Oranlarının Korelasyon Katsayısı	15
Tablo 3: Sabit Koşullu Korelasyon Savı LM İstatistikleri	21
Tablo 4: İMKB-100 – Rio-100 için STCC-GARCH Modeli Tahmin Sonuçları	23
Tablo 5: İMKB-100 – ATHEX için STCC-GARCH Modeli Tahmin Sonuçları	24
Tablo 6: İMKB-100 – DAX için STCC-GARCH Modeli Tahmin Sonuçları	27
Tablo 7: İMKB-100 – S&P500 için STCC-GARCH Modeli Tahmin Sonuçları	30

Şekil Listesi

Şekil 1: Endekslerin Haftalık Fiyat Verileri	13
Şekil 2: İMKB-100 Endeksi Getiri Serisi	13
Şekil 3: Rio-100 Endeksi Getiri Serisi	14
Şekil 4: ATHEX Endeksi Getiri Serisi	14
Şekil 5: DAX-100 Endeksi Getiri Serisi	14
Şekil 6: S&P500 Endeksi Getiri Serisi	15
Şekil 7: Farklı geçiş hızları için lojistik fonksiyonun grafiği	18
Şekil 8: İMKB-100 – Rio-100 arası koşullu korelasyon (STCC-GARCH modelinde zaman geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	22
Şekil 9: İMKB-100 – Rio-100 arası koşullu korelasyon (STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin koşullu varyansının ikinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	23
Şekil 10: İMKB-100 – Rio-100 arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde Rio-100 endeksinin standardize edilen hata teriminin ikinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	23
Şekil 11: İMKB-100 – Rio-100 arası koşullu korelasyonun Rio-100 endeksinin standardize edilen hata teriminin ikinci gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde Rio-100 endeksinin standardize edilen hata teriminin ikinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	24
Şekil 12: İMKB-100 – ATHEX arası koşullu korelasyon (STCC-GARCH modelinde zaman geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	25
Şekil 13: İMKB-100 – ATHEX arası koşullu korelasyon (STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin koşullu varyansının ikinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	25

Şekil 14: İMKB-100 – ATHEX arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin dördüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	26
Şekil 15: İMKB-100 – ATHEX arası koşullu korelasyonun İMKB-100 endeksinin hata teriminin dördüncü gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin dördüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	26
Şekil 16: İMKB-100 – ATHEX arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde ATHEX endeksinin hata teriminin mutlak değerinin dördüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	26
Şekil 17: İMKB-100 – ATHEX arası koşullu korelasyonun ATHEX endeksinin hata teriminin mutlak değerinin dördüncü gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde ATHEX endeksinin hata teriminin mutlak değerinin dördüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	26
Şekil 18: İMKB-100 – DAX arası koşullu korelasyon (STCC-GARCH modelinde zaman geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	27
Şekil 19: İMKB-100 – DAX arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin ikinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	28
Şekil 20: İMKB-100 – DAX arası koşullu korelasyonun İMKB-100 endeksinin hata teriminin ikinci gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin ikinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	28
Şekil 21: İMKB-100 – DAX arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin mutlak değerinin dördüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	28
Şekil 22: İMKB-100 – DAX arası koşullu korelasyonun İMKB-100 endeksinin hata teriminin mutlak değerinin dördüncü gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin mutlak değerinin dördüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	29
Şekil 23: İMKB-100 – DAX arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde DAX endeksinin hata teriminin mutlak değerinin üçüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	29
Şekil 24: İMKB-100 – DAX arası koşullu korelasyonun DAX endeksinin hata teriminin mutlak değerinin üçüncü gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde DAX endeksinin hata teriminin mutlak değerinin üçüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	29
Şekil 25: İMKB-100 – S&P500 arası koşullu korelasyon (STCC-GARCH modelinde zaman geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	30
Şekil 26: İMKB-100 – S&P500 arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin karesinin üçüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	31
Şekil 27: İMKB-100 – S&P500 arası koşullu korelasyonun İMKB-100 endeksinin hata teriminin karesinin üçüncü gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin karesinin üçüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	31
Şekil 28: İMKB-100 – S&P500 arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde S&P500 endeksinin standardize edilen hata teriminin mutlak değerinin birinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	31
Şekil 29: İMKB-100 – S&P500 arası koşullu korelasyonun S&P500 endeksinin standardize edilen hata teriminin mutlak değerinin birinci gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde S&P500 endeksinin standardize edilen hata teriminin mutlak değerinin birinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)	31

Özet

Bu projede Türkiye hisse senedi borsası ile Almanya, A.B.D., Yunanistan ve Brezilya hisse senedi piyasaları arasındaki koşullu korelasyon modellenmiştir. Yöntem olarak çok değişkenli GARCH modeli çerçevesinde STCC-GARCH (Silvennoinen ve Teräsvirta (2005).) modeli kullanılmıştır. Türkiye-Almanya, Türkiye-A.B.D., Türkiye-Yunanistan ve Türkiye-Brezilya ülke ikilileri hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonu etkileyen faktörler tespit edilmiştir. Sonuçlar 4 endeks ikilisi (İMKB-100 - Rio-100, İMKB-100 - ATHEX, İMKB-100 - DAX ve İMKB-100 - S&P500) arasındaki korelasyonun dinamiğini etkileyen faktörleri temsil etmede en başarılı değişkenin zaman değişkeni olduğunu göstermiştir. Bütün endeks ikilileri arasındaki korelasyonda artan trend tespit edilmiştir. Bu durum Türkiye hisse senedi piyasasının portföy çeşitlendirme yöntemi ile sunduğu fırsatların 2003 yılı itibariyle azalmaya başladığı sonucunu ortaya çıkarmaktadır. Ayrıca yapılan analizlerde 4 endeks ikilisi arasındaki korelasyonun iki ülke volatilitelerinden etkilendiği tespit edilmiş ve belirsizlik hâli arttığında korelasyonun düştüğü sonucu ortaya çıkmıştır.

Anahtar Kelimeler: Çok Değişkenli GARCH, Yumuşak Geçişli Koşullu Korelasyon, Portföy Çeşitlendirme, Hisse Senedi Piyasaları Entegrasyonu ve Ortak Hareketleri

Abstract

In this project conditional correlation of Turkish stock market with stock markets in Germany, the US, Greece and Brazil are modeled with STCC-GARCH model in the context of multivariate GARCH models. The factors which are capable of explaining the correlation dynamics between country pairs of Turkey-Germany, Turkey-US, Turkey-Greece and Turkey-Brazil are investigated. The results indicate that time variable is the most successful variable among other candidate variables in representing the factors which affect conditional correlation among country pairs. Evidence of increasing trend is identified for four index pairs which implies that the opportunities offered by Turkish stock market has been declining in the context of portfolio diversification since 2003. Besides, results uncover that the conditional correlation between index pairs is affected by volatility of these indices and when volatility increases the conditional correlation will decrease.

Keywords: Multivariate GARCH, Smooth Transition Conditional Correlation, Portfolio Diversification, Stock Markets Integration and Co-movements.

1. GİRİŞ

Finansal verilerin grafikler ile yapılan yüzeysel görsel analizleri, finans piyasası katılımcıları, medya ve politika yapımcılar tarafından yakından takip edilmekte ve ulusal finans piyasasının günlük yorumlarında ve tahminlerinde yoğun olarak kullanılmaktadır. Bu çevreler bu tür görsel analizler ile uluslararası hisse senedi piyasalarında gerçekleşen eşanlı ortak hareketlerin (co-movements) sıklaştığı tespitinden yola çıkarak piyasalar arasındaki korelasyon seviyesinin ciddi oranda arttığı sonucuna varmaktadırlar. Bunu, bilgi teknolojilerindeki gelişmelerin, çokuluslu şirketlerin kurulmasının, finansal sistemlerin ve sermaye piyasalarının serbestleşmesinin ve kur politikası üzerindeki kontrollerin kaldırılmasının yani kısaca küreselleşmenin doğal bir sonucu olarak görmekteyiz. Yaygın olarak kabul gören finans piyasaları arasındaki korelasyonun arttığı sonucu, finans literatüründe çok sayıda çalışmaya konu olmuştur. Erb et al. (1994), King et al. (1994) Longin ve Solnik (1995), Ramchand ve Susmel (1998), Ang ve Bekaert (2002) çalışmaları finans piyasaları arasındaki korelasyonun sabit olmadığını, dinamik bir yapıya sahip olduğunu ve volatilitenin yüksek olduğu dönemlerde arttığını ortaya çıkarmıştır. Volatilitenin yüksek olduğu dönemlerde korelasyondaki artışın simetrik olmadığı çöküş dönemlerinde artan volatilitenin korelasyonda daha fazla artışa sebep olduğu Longin ve Solnik (2001) tarafından gösterilmiştir.

Ampirik literatürde, finans piyasaları arasındaki korelasyon analizine olan ilgi her geçen gün artmaktadır. Bu ilginin sebebi, korelasyonun günlük performans değerlendirmelerinde ve ekonomik beklentilerin oluşmasında yaygın olarak kullanılan bir ölçü olmasının yanında modern finans teorisinin önerdiği yöntemlerde kullanılan en temel veri olmasıdır. Finans piyasaları arasındaki korelasyon yapısının ve özelliklerinin anlaşılması varlık değerlendirmede (asset pricing), portföy çeşitlendirmede (portfolio diversification) ve risk yönetiminde (risk management) çok önemlidir ve korelasyonun seviyesi bu yöntemlerde kullanılan en önemli veridir. Örneğin portföy çeşitlendirme stratejisi ile belirlenen getiri oranı için en düşük risk seviyesini taşıyan optimal yatırım sepetinin oluşturulabilmesi için finans piyasaları veya finansal varlıklar arasındaki korelasyonun seviyesinin, yapısının ve özelliklerinin bilinmesi gerekmektedir. Portföy çeşitlendirme yöntemi ile risk seviyesinin azaltılması, yatırım sepeti içerisinde korelasyon seviyesi düşük ve mümkünse negatif olan varlıkların bulunması ile orantılıdır. Aynı piyasa yada ekonomi içerisinde işlem gören varlıklar arası korelasyon seviyesinin yüksekliği ve yapısının piyasanın yada ekonominin genel durumundan ortak olarak etkilenmesi, yani bir anormallik karşısında aynı tepkiyi vermesi bu piyasa yada ekonomi içerisindeki varlıklardan oluşan bir yatırım sepeti için portföy çeşitlendirme yöntemi ile

risk azaltma stratejisinin başarısını ciddi oranda sınırlandırmaktadır. Bu nedenle portföy çeşitlendirme stratejileri uluslararası boyutta yapılr hale gelmiştir. (Solnik (1974))

Birçok ülkenin finans piyasaları arasındaki korelasyon yapısını ve özelliklerini çeşitli yöntemlerle inceleyen çok sayıda ampirik çalışma (Kim et al. (2005), Cappiello et al. (2006), Savva et al. (2009), Aslanidis et al. (2010) vb.) gelişmiş ülkeler arası korelasyon seviyesinin çok yüksek olduğu ve bu ülkeler arası yapılacak portföy çeşitlendirme stratejisinin risk seviyesini azaltma noktasında başarılı olamayacağını rapor etmiştir. Bu durum gelişmiş ülkeler ile korelasyonu düşük, büyüme potansiyeli yüksek gelişmekte olan piyasaların portföy çeşitlendirme bağlamında riski azaltma konusunda fırsatlar sunabileceği tartışmasını doğurmuştur.

Bu projenin amacı büyüme potansiyeli yüksek, gelişmekte olan piyasalara sahip Türkiye finans piyasalarının küresel finans piyasalarına entegrasyon sürecini incelemektir. Dünya finans piyasalarının ve Türkiye finans piyasalarının birbirinden etkilendiği artık bariz bir şekilde gözlemlenmektedir. Bu etkileşimin sonucunda oluşan korelasyonun seviyesinin, yapısının ve özelliklerinin açıklanması küresel yatırımcı için Türkiye hisse senedi borsasının, portföy çeşitlendirme noktasında önemini ortaya koyacaktır. Bu bağlamda, eğer Türkiye finans piyasaları düşük korelasyonu ile fırsatlar sunabilirse o zaman küresel kriz dönemlerinde Türkiye finans piyasalarına sermaye girişi beklenebilir.

Proje kapsamında Türkiye hisse senedi borsası ile Almanya, A.B.D., Yunanistan ve Brezilya hisse senedi piyasaları arasındaki koşullu korelasyon modellenmiştir. Günümüz literatüründe finansal verilere ait varyans ve kovaryansın zamanla değiştiği iyi bilinen bir gerçektir. Dolayısıyla yöntem olarak zamana bağlı değişen varyans-kovaryans matrisinin modellenmesinde başarısını ispat etmiş çok değişkenli GARCH modeli kullanılmıştır. Çeşitli çok değişkenli GARCH modelleri arasında koşullu korelasyonu doğrudan modelleyen, bireysel serilerin GARCH süreçleri ile korelasyon süreci arasında etkileşime olanak sağlayan STCC-GARCH (Silvennoinen ve Teräsvirta (2005).) modeli kullanılmıştır. Bu yöntemin tercih edilmesinin en önemli nedeni bu yöntemde hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun dinamik yapısını etkileyen değişkenlerin Silvennoinen ve Teräsvirta (2005) tarafından geliştirilen test yöntemi ile tespit edilebilir olmasıdır. Bir diğer ifadeyle STCC-GARCH modelinde korelasyon denkleminde açıklayıcı değişken olarak korelasyonu etkileyebileceği düşünülen her değişken kullanılabilir ve bu değişkenin korelasyon dinamiği üzerinde etkisinin olup olmadığı test edilebilir.

Proje neticesinde, Türkiye hisse senedi borsası ile Almanya, A.B.D., Yunanistan ve Brezilya hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun zaman içerisinde aldığı değerlerin ortaya çıkarılmasını yanında, hisse senedi piyasalarının volatilitésinin ve piyasalardan gelen iyi veya kötü haberlerin korelasyon yapısını nasıl etkilediđi incelenmiştir. Bizim bilgimize göre literatürde bu modeli kullanan çalışma sayısı sınırlı olmakla birlikte Türkiye için ise hiç yoktur. Dolayısıyla çalışmamız incelenen veri seti, kullanılan model ve bakılan ülkeler açısından alanında bir ilktir.

2. Literatür Özeti

Literatürde finans piyasaları arasındaki korelasyonu inceleyen çalışmalar piyasalar arasındaki ilişkinin incelendiđi dönemin uzunluđuna göre ikiye ayrılmaktadır. Birinci grup çalışmalarda finans piyasaları arasındaki uzun dönem ilişkisi eşbütünleşim (cointegration) yöntemiyle incelenmektedir. Bu alandaki en etkili çalışma Kasa (1992) tarafından yapılmıştır. Kasa çalışmasında ABD, Japonya, Almanya, Kanada ve İngiltere hisse senedi borsalarının ortak stokastik trend içerdiđini göstermiş ve bu borsaların bütünlük (cointegrated) olduđu sonucuna varmıştır. Ghosh, Saidi ve Johnson (1999) aynı yöntemi kullanarak ABD ile Asya borsaları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Bu yöntem ile Benli ve Başlı (2007) Türkiye ile Avrupa Birliđi üyesi ülkeler hisse senedi borsaları arasındaki ortak trendi incelemiş ve ortak trendin var olduđu; dolayısıyla Türkiye hisse senedi borsalarının Avrupa Birliđi üyesi ülkeler borsalarıyla ortak hareket ettiđi sonucuna varmıştır. Bu alanda bir diđer çalışma Aktar (2009) tarafından yapılmıştır. Granger nedensellik yönteminin kullanıldıđı bu çalışmada, Türkiye, Rusya ve Macaristan hisse senedi borsaları arasındaki ortak hareketler incelenmiştir. Nedenselliđin Türkiye ile Rusya arasında çift yönlü, fakat Macaristan`dan Türkiye`ye ve Rusya`ya tek yönlü olduđu tespit edilmiştir.

İkinci grup çalışmalarda ise finans piyasaları arasındaki kısa dönem ilişkisi çok deđişkenli GARCH yöntemiyle incelenmektedir. Bu çalışmalarda eşbütünleşim yönteminden farklı olarak borsalar arasında uzun dönemde kararlı bir ilişkinin var olduđu varsayımının yapılmasına gerek yoktur. Çok deđişkenli GARCH süreçleri kapsamında koşullu korelasyonun ilk modellendiđi çalışma Bolleslev (Constan Conditional Correlation, CCC, 1990) tarafından yapılmıştır. Bu model diđer çok deđişkenli GARCH modellerine göre çok daha az parametre içermesi ve tahmin sürecinde algoritmanın daha verimli çalışması nedeniyle literatürde çok popüler olmuş ve birçok alanda ve konuda uygulamaları yapılmıştır. Fakat Tse (2000) ve Bera ve Kim (2002) tarafından geliştirilen test yöntemleriyle koşullu korelasyonun sabit olduđu varsayımının hisse senedi borsaları için geçerli olmadığı

gösterilmiştir. Engle (2002) koşullu korelasyon için GARCH tipi bir süreç varsayan Dinamik Koşullu Korelasyon (Dynamic Conditional Correlation, DCC) modelini geliştirmiştir. Bu modelde koşullu korelasyon zaman içerisinde değişmektedir. Korelasyonun dinamik yapısının incelenebildiği DCC-GARCH modelinde iki aşamalı tahmin yöntemi kullanılmaktadır. Birinci aşamada her seri için ayrı ayrı tek değişkenli GARCH tahmini yapılmakta ve ikinci aşamada ise birinci aşamadan elde edilen standart hale getirilen hata terimleri kullanılarak korelasyon tahmin edilmektedir. Bu sebepten bu yöntemde bireysel serilerin GARCH süreciyle korelasyon süreci arasında ilişki yoktur. DCC-GARCH model tahminleri iki aşamalı olması nedeniyle kullanımı basit ve sorunsuzdur. Dolayısıyla literatürde çok yaygın olarak kullanılmaktadır. Fakat Türkiye için yapılmış sadece iki çalışma vardır. DCC-GARCH modeli kullanılarak Türkiye hisse senedi borsası ile gelişmiş ülkeler olan Almaya, ABD, İngiltere ve Fransa hisse senedi borsaları arasındaki entegrasyon, etkileşim ve getiri ve risk geçişkenlikleri incelenmiştir. (Taştan 2005) Fakat bu çalışmada kullanılan DCC-GARCH modeli serileri birbirinden bağımsız ayrı ayrı GARCH süreçleri olarak tanımlayarak tahmin ettiği için hisse senedi piyasaları arası etkileşimi incelemek için uygun bir model değildir. Risk geçişkenliğini kontrol etmek için varyans ve kovaryans denklemlerinde gerekli değişkenler tanımlanmamıştır. Ayrıca bu çalışmada DCC-GARCH modelinin kullanılması Türkiye ile gelişmiş ülkeler arasındaki korelasyonun dinamiğinin gelişmiş ülkelerin kendi aralarındaki korelasyonun dinamiği ile aynı olduğu varsayımının yapılması anlamına gelmektedir. Bu ise gerçekçi bir varsayım değildir. Türkiye hisse senedi piyasası ile küresel hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonu inceleyen ikinci çalışma ise Syriopoulos et al. (2009) tarafından DCC-GARCH modelinin asimetrik versiyonu ile yapılmıştır. Bu çalışmada Türkiye hisse senedi piyasaları ile Almanya ve A.B.D. hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun sabit olmadığı ve küresel çapta oluşan çalkantılı zamanlarda arttığı ama sakin dönemlerde düşük olduğu rapor edilmiştir. Gelişmiş ülke hisse senedi piyasaları arası korelasyon yapısında tespit edilen artış trendi Syriopoulos et al. (2009) çalışmasında Türkiye için var olmadığı sonucuna varılmıştır.

Yapılan ampirik çalışmalarda (Longin ve Solnik (1995), Karolyi ve Stulz (1996), Bowman ve Comer (2000),) korelasyonun bazı dönemler (özellikle kriz dönemleri) için arttığı ve diğer dönemlerde ise görece sabit olduğu tespit edilmiştir. Bu tespit korelasyon için 2 uç rejim varsayımını gerçekçi olabileceği sonucunu doğurmuştur. Böylece modelde iki sabit korelasyon rejimi tanımlanarak korelasyonun bu iki rejim arasında gidip geldiği varsayımı yapılmaya başlanmıştır. Korelasyonun geçiş tipine göre literatürde iki grup model vardır. Birincisi Pelletier (2006) tarafından geliştirilen ve geçişin aniden ve gözlemlenemeyen stokastik bir süreç tarafından belirlendiği dinamik

korelasyon için rejim deęişkenlięi modelidir (Regime Switching for Dynamic Correlation, RSDC). İkincisi ise geçişin gözlemlenebilen bir deęişkenin fonksiyonu olarak yumuşak olduęu Smooth Transition Conditional Correlation, STCC-GARCH (Silvennoinen ve Teräsvirta (2005)) modelidir. STCC modeli bireysel serilerin GARCH süreçleri ile korelasyon süreci arasında etkileşimi göz önüne almakta ve rejimler arası yumuşak geçiş modelleyerek finans piyasaları katılımcılarının tepkilerinin bireyden bireye deęişebileceęi, tepki zamanlama ve şiddetinin farklı olabileceęi heterojen bir yapıya imkan vermektedir. Ayrıca STCC modeli dięer modellerden farklı olarak literatürde ilk defa hisse senedi piyasaları arası korelasyonun doğrusal olmayan bir yapıya sahip olabileceęini hesaba katmaktadır. STCC-GARCH modeli kullanılarak yapılan çalışmalarda (Silvennoinen ve Teräsvirta (2005 ve 2009), Aslanidis et al. (2010) ve Savva ve Aslanidis (2011)) gelişmiş ülke hisse senedi piyasaları arası korelasyonda artan trendin varlığı teyit edilmiş ve korelasyon seviyesinin en yüksek deęerinin Avrupa Birlięi üyesi gelişmiş ülkeler arasında olduęu tespit edilmiştir. Gelişmekte olan ülkeler olan ve 2004 yılında Avrupa Birlięi üyesi olan Çek Cumhuriyeti ve Polonya hisse senedi piyasalarının Almanya hisse senedi piyasası ile olan korelasyonunda da artan trend tespit edilmiş, ve bu sürecin zamanla bütün dünya borsalarına yayılacağı öngörüsü yapılmıştır.

Türkiye finans piyasaları ile dünya finans piyasaları arasındaki ilişki, Alper ve Yılmaz (2004) çalışmasında “Rolling Regression” ve tek deęişkenli GARCH yöntemleriyle volatilitenin hisse senedi borsaları arasındaki bulaşıcılığı bağlamında, Diebold ve Yılmaz (2009) çalışmasında ise kendileri tarafından geliştirilen “Spillover Index” yöntemiyle risk geçişkenlięi bağlamında incelenmiştir. Daha önce bahsedildięi gibi varyans ve kovaryans zamanla deęiştiięi bir ortamda, belirlenen alt dönemde varyansı ve kovaryansı sabit kabul eden “Rolling Regression” yönteminin kullanılması çok kuvvetli bir varsayımdır. Zamanla varyans ve kovaryansın deęişimini modelleyebilen GARCH modeli kullanılması daha gerçekçi sonuçların elde edilmesine yardımcı olabilir. Yapılan ampirik çalışmalarda uluslararası hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkinin ve etkileşimin ihmal edilemeyecek seviyelere yükseldiięi açıkça gösterilmiştir. Bu durumda piyasalar arası etkileşim yokmuş varsayımı altında tek deęişkenli GARCH sürecinin kullanılması da gerçekçi deęildir. “Spillover Index” yönteminde geçişkenlięin zaman içerisindeki deęişiminin “Rolling Window” yöntemiyle yapılması, deęişkenin az önce de belirtildięi gibi belirlenen alt dönemler için sabit kaldıęı ama bir sonraki gözlemin ilave edilmesiyle yeni bir deęer aldığı varsayımının yapılmasını gerektirdiięi için bu yöntemin anlık deęişimlerin sıklıkla gözlemlendięi finans piyasaları için uygunluęu şüphelidir.

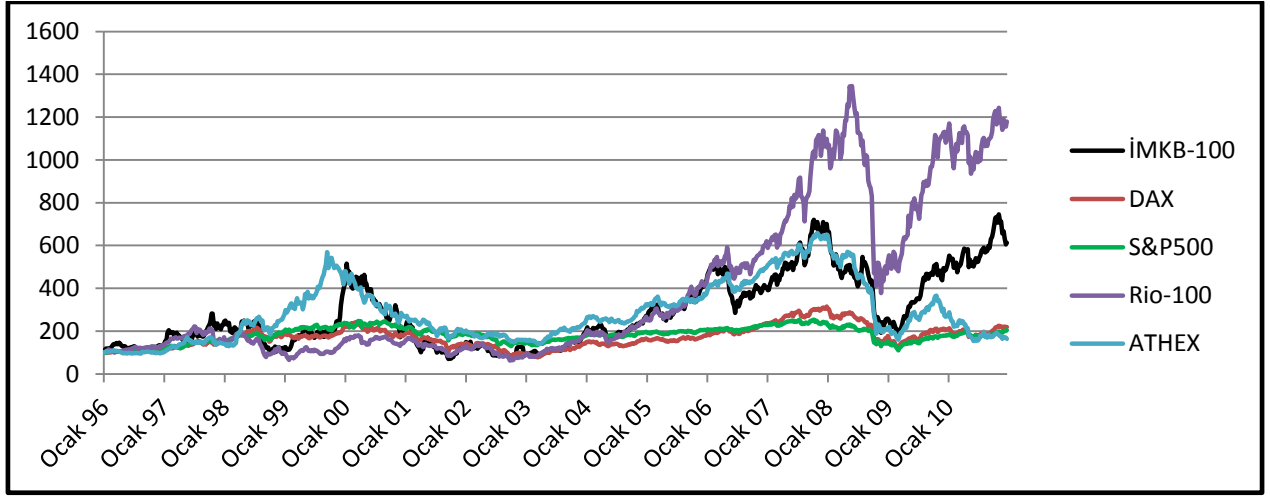
3. Veri

Türkiye hisse senedi piyasası ile Almanya, ABD, Brezilya ve Yunanistan hisse senedi piyasaları arasındaki ortak hareketlerin çok değişkenli GARCH yöntemi kapsamında, yumuşak geçişli koşullu korelasyon (Smooth Transition Conditional Correlation) STCC-GARCH modeli ile incelendiği bu projede Türkiye'nin İMKB-100, Almanya'nın DAX, ABD'nin S&P500, Brezilya'nın Rio-100 ve Yunanistan'ın ATHEX endeksleri kullanılmıştır. Endekslerin 02 Ocak 1996 ile 31 Aralık 2010 tarihleri arasını kapsayan dönem için günlük kapanış fiyat verileri kendi para birimleri¹ cinsinden Global Financial Data (GFD) veri tabanından toplanmıştır. Bu projede asıl amaç hisse senedi borsa endeksleri arasındaki getiri korelasyonunun incelenmesi olduğu için yerel para birimi cinsinden endeks fiyatları kullanılmıştır. Ortak bir para birimi kullanılması halinde döviz kurlarının kendi aralarındaki korelasyonları ve döviz kuru oynaklıkları hesaplanan korelasyon değerleri içerisinde yer alacağı ve etkilerinin ayrıştırılmasının mümkün olmayacağı için endeks getirileri arasındaki korelasyon doğru olarak ortaya çıkarılamayacaktır. İncelenen endekslerin farklı açılış ve kapanış saatlerinin olası etkilerini ortadan kaldırabilmek için Perşembe günü kapanış fiyat verilerinden haftalık getiri değerleri logaritmik fark² yöntemi ile hesaplanmıştır. Perşembe günü fiyatlarını kullanmayı tercih etmemizin nedeni ise olası hafta etkisini bertaraf etmektir.

Endekslerinin 1996-2011 yılları arası haftalık fiyat verileri Şekil 1 de sunulmuştur. Bu 15 yıllık süre içerisinde endekslerin getiri performanslarının karşılaştırılabilmesi için bu şekilde bütün endekslerin fiyat verileri Amerikan Doları cinsinden sunulmuştur. 2008 yılında A.B.D. başlayan ve kısa sürede bütün dünya piyasalarını etkileyen finansal krizin olumsuz etkileri bu figürde oldukça belirgin olarak gözlenmektedir. En şiddetli düşüş Rio-100 endeksinde meydana gelmiştir: 1350 \$ seviyelerinden 385 \$ seviyelerine kadar gerilemiştir. 2009 yılı ortalarında endekslerin çeşitli hızlarda toparlanma safhasına girdikleri gözlemlenmektedir. Bu süreçte İMKB-100 ve Rio-100 endeksleri 2008 yılı sonlarında gördükleri dip noktalarına nazaran 2010 yılı sonunda 3 kat artış göstermişlerdir. Fakat bu durum Yunanistan için geçerli değildir. İç dinamiklerinden kaynaklanan ve AB ile yaşadığı borç krizi nedeniyle ATHEX endeksi halen düşüş eğilimindedir.

¹ Yunanistan için Avrupa Birliği para birimi kullanılmıştır.

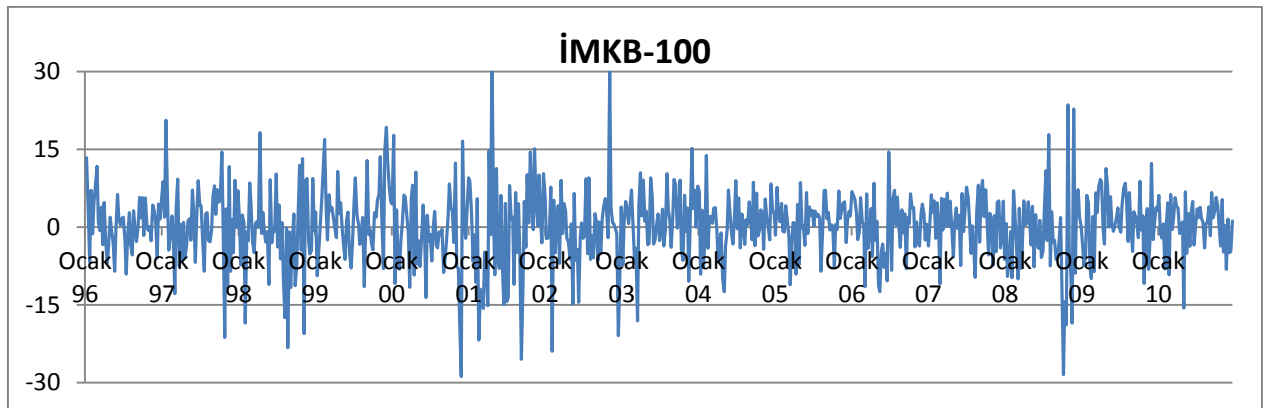
² $R_{i,t} = [\log(P_{i,t}) - \log(P_{i,t-1})] \times 100$



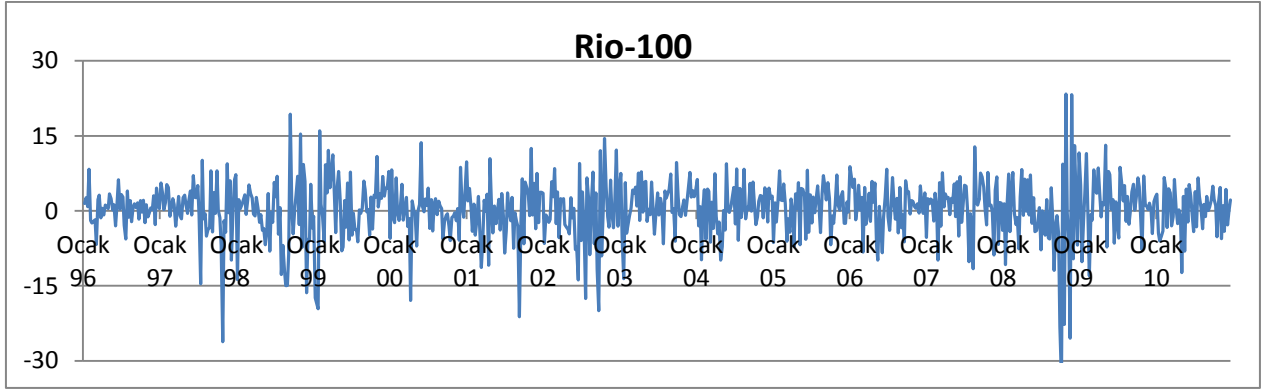
Şekil 1: Endekslerin Haftalık Fiyat Verileri (İlk gözlem olan 4 Ocak 1996 fiyatı temel fiyat olarak 100 alınmıştır. Bütün veriler Amerikan Doları Cinsindedir.)

15 yıllık sürenin tamamı göz önüne alındığında, beklendiği üzere gelişmekte olan ülke endeksleri olan İMKB-100 ve Rio-100 gelişmiş ülke endekslerine göre çok daha yüksek getiriye sahip oldukları gözükmemektedir. Bu süre zarfında İMKB-100 endeksi 6, Rio-100 endeksi ise 12 katına çıkarken gelişmiş ülke endeksleri olan DAX ve S&P500 sadece 2 katına çıkabilmişlerdir.

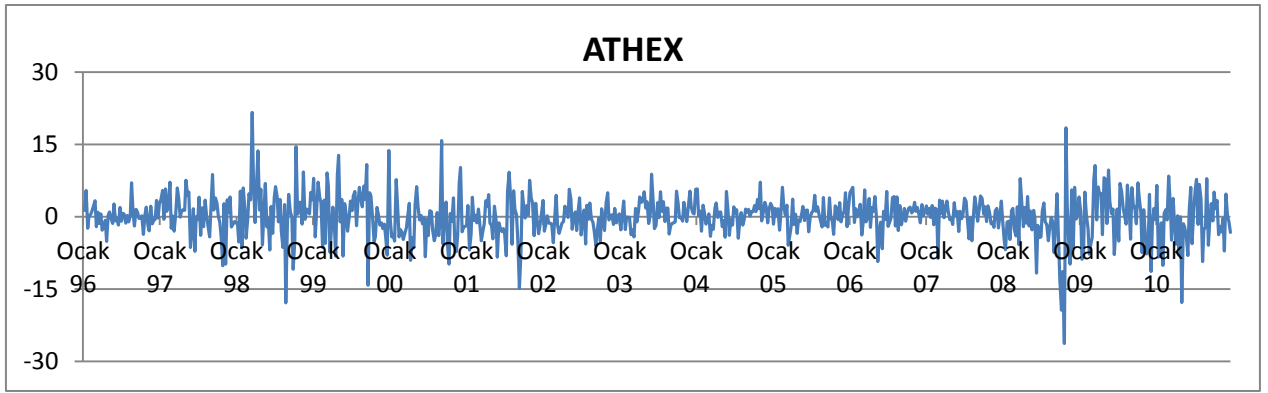
Şekil 2, 3, 4, 5 ve 6 sırasıyla Türkiye, Brezilya, Yunanistan, Almanya ve A.B.D endekslerinin getiri serilerini göstermektedir. Şekiller yüksek getirinin yüksek riski de beraberinde taşıdığı gerçeğini ortaya koymaktadır. Yüksek getiri oranına sahip İMKB-100 ve Rio-100 endekslerin en yüksek volatilitelere sahip olduğu açıkça gözlenmektedir.



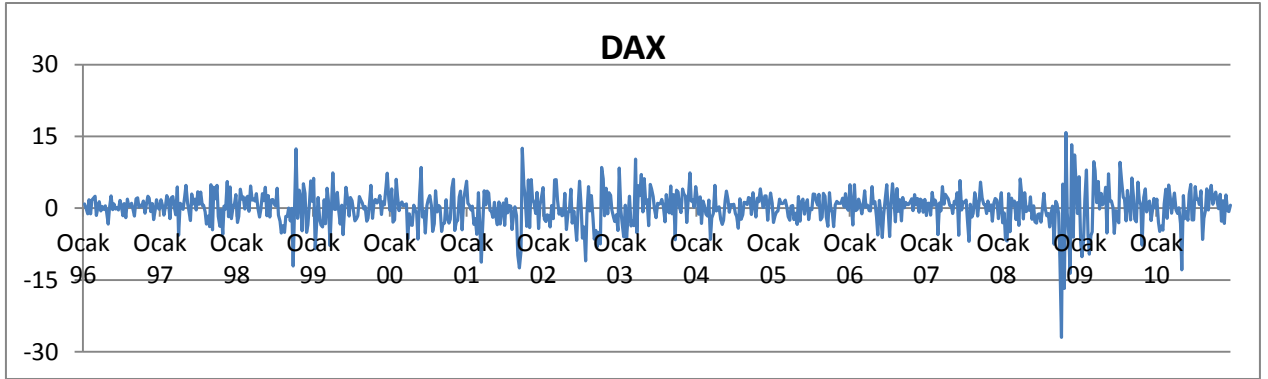
Şekil 2: İMKB-100 Endeksi Getiri Serisi



Şekil 3: Rio-100 Endeksi Getiri Serisi

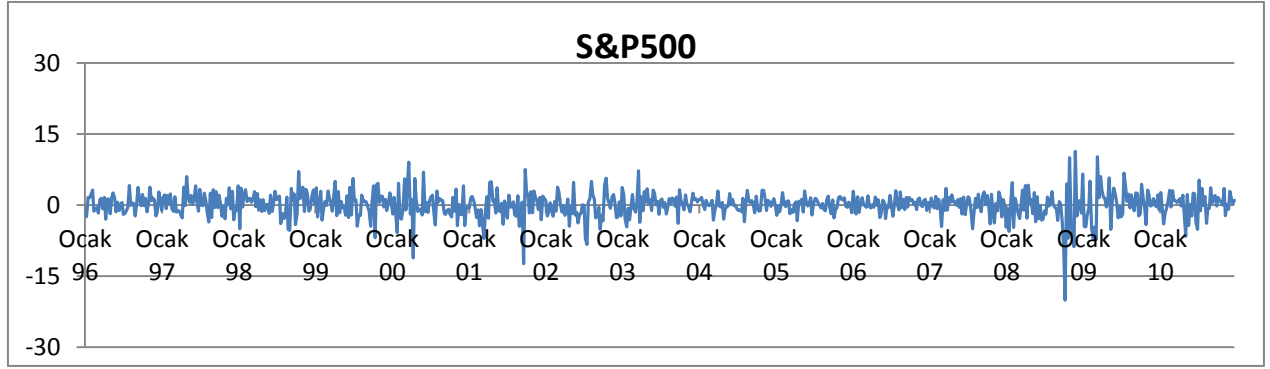


Şekil 4: ATHEX Endeksi Getiri Serisi



Şekil 5: DAX-100 Endeksi Getiri Serisi

Genel olarak bu beş figürden öne çıkan ortak volatilité dinamiğini kısaca özetlersek; 1997-2002 yılları arası volatilité yüksek seviyede seyrederken, daha sonra 2003-2008 arası görece sakin yıllar başlıyor ve volatilité 1997 yılı öncesi düşük seviyesine geri dönüyor ama 2008'de A.B.D. başlayan ve bütün finans piyasalarını etkileyen krizle birlikte volatilité tekrar yükseliyor ve 2010 yılı sonu itibariyle halen çalkantı devam ediyor.



Şekil 6: S&P500 Endeksi Getiri Serisi

Ekonometrik analizlerde kullanılacak endekslerin yerel para birimi cinsinden getiri verilerinin betimleyici istatistikleri Tablo 1’de sunulmuştur. Yerel para birimi cinsinden endekslerin getiri performans sıralamasında birinci İMKB-100 ve onu sırasıyla Rio-100, DAX, S&P500 ve ATHEX takip etmektedir. Finansal veri serilerinin ortak özelliği olan negatif skewness ve excess kurtosis ATHEX hariç tüm endeksler için geçerlidir

Tablo 1: Endeks Getiri Oranlarının Betimleyici İstatistikleri

	Mean	SD	Skewness	Kurtosis (excess)
İMKB-100	0.67	6.29	-0.19	3.49
Rio-100	0.39	4.66	-0.64	9.55
ATHEX	0.06	3.97	0.08	2.53
DAX	0.1	3.27	-0.49	2.89
S&P500	0.09	2.58	-1.35	9.43

Endekslerin haftalık getiri oranları arasındaki koşulsuz korelasyon katsayıları Tablo 2’ de rapor edilmiştir. Gelişmekte olan endekslerin kendi aralarındaki korelasyon katsayısı beklendiği üzere gelişmiş endekslerin kendi aralarındaki korelasyon katsayısından küçüktür. Gelişmekte olanlar arasındaki korelasyonun ortalaması gelişmişler arasındakinin yarısı mertebesindedir.

Tablo 2: Endeks Getiri Oranlarının Korelasyon Katsayısı

	İMKB-100	Rio-100	ATHEX	DAX
Rio-100	0.37		0.38	
ATHEX	0.34	0.38		
DAX	0.38	0.5	0.51	
S&P500	0.34	0.53	0.43	0.73

Gelişmekte olan ülkeler arasında en düşük korelasyon katsayısına sahip ülke Türkiye'dir. Bu sonuç ışığında portföy çeşitlendirme yöntemi ile İMKB-100 endeksi Alman ve Amerikan yatırımcıların Rio-100 endeksine nazaran daha düşük risk seviyelerine ulaşmalarına olanak sağlamaktadır.

4. Yöntem

Artan korelasyonun sonucu olan ortak hareketlerin incelenmesi için ortak hareketin ölçekten bağımsız göstergesi olan korelasyon katsayısının modellenmesi gerekir. Günümüz literatüründe finansal verilere ait varyans ve kovaryansın zamanla değiştiği iyi bilinen bir gerçektir. Dolayısıyla literatürde korelasyonun modellenmesinde kullanışlı (practical) yöntem, zamana bağlı değişen varyans ve kovaryansın modellenmesinde çok başarılı olan ARCH/GARCH tipi modellerin çok değişkene genişletilmiş halidir. Çok değişkenli GARCH yapısında korelasyon ile ortak hareketi analiz eden ilk model Bollerslev'in sabit koşullu korelasyon modelidir. (Constant Conditional Correlation, CCC, 1990). Bu modelde varyans ve kovaryans zaman içerisinde değişirken korelasyon sabit kalmaktadır. Fakat sabit koşullu korelasyon varsayımının hisse senedi borsaları için geçerli olmadığı ve dinamik bir yapıya sahip olduğu Tse (2000) ve Bera ve Kim (2002) tarafından gösterilmiştir. Engle (2002) korelasyon için GARCH tipi dinamik bir yapı tanımlayarak dinamik korelasyon yapısına sahip yeni bir model geliştirmiş ve modele dinamik koşullu korelasyon (Dynamic Conditional Correlation, DCC) adını koymuştur. Bu modelde iki aşamalı tahmin yöntemi kullanılmaktadır. Birinci aşamada her seri için ayrı ayrı tek değişkenli GARCH tahmini yapılmakta ve ikinci aşamada ise birinci aşamadan elde edilen standart hale getirilen hata terimleri kullanılarak korelasyon tahmin edilmektedir. Bu iki aşamalı tahmin yöntemi nedeniyle bu modelde bireysel serilerin GARCH süreciyle korelasyon süreci arasında ilişki yoktur. Ayrıca bu modelde bütün korelasyonların katsayılarının aynı olduğu varsayımı yapılmaktadır. İki aşamalı tahminde, süreçler arasında bağlantı oluşturmak için Silvennoinen ve Terasvirta (2005) tarafından ortak hareketlerin incelenmesi için yumuşak geçişli koşullu korelasyon (Smooth Transition Conditional Correlation, STCC) modeli önerilmiştir. Bu modelde koşullu korelasyon için iki uç rejim tanımlanmakta ve koşullu korelasyon geçiş değişkeninin bir fonksiyonu olarak bu iki rejim arasında yumuşak olarak değişmektedir.

4.1 Model

Hisse senedi borsa endekslerinin zaman serileri çok deęişkenli GARCH süreci olarak incelenecektir. En genel haliyle N tane endeksi (N x 1) y vektörüyle ifade edersek, her bir seri için uygun ortalama (mean) eşitlięi

$$(1) \quad y_t = E(y_t / \Omega_{t-1}) + \varepsilon_t$$

denklemlerle ifade edilebilir. Burada Ω t dönemine kadar eldeki tüm bilgileri ifade eden bilgi kümesidir. Birinci denklemle ifade edilen ortalama eşitlięi otoregresif bir yapıya ya da dışsal deęişkenler içeren bir yapıya sahip olabilir. Standardize edilmiş hata terimlerinde otokorelasyon probleminden kurtulabilmek için endekslerin ortalama eşitliklerine gerekli otoregresif terimler eklenmiştir. Bu denklemde (N x 1) hata terimleri vektörünün (ε) koşullu beklenen deęeri her t dönemi için sıfır ve varyans-kovaryans matrisi zamanla deęişen heteroskedastik yapıya sahiptir. Matematiksel olarak ifadesi;

$$(2) \quad E(\varepsilon_t / \Omega_{t-1}) = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_t / \Omega_{t-1}) = H_t$$

$$(3) \quad h_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_1(\varepsilon_{i,t-1})^2 + \beta_2 h_{i,t-1}$$

$$(4) \quad h_{ij,t} = \rho_{ij,t} (h_{i,t} h_{j,t})^{1/2}$$

Koşullu varyans-kovaryans matrisinin (H) koşullu varyans eşitlikleri 3. denklemde gösterildięi gibi GARCH süreci olarak tanımlanmaktadır. İfadeleri kolaylaştırmak için üçüncü denklemde koşullu varyans eşitlięi GARCH(1,1) süreci olarak ifade edilmiş olsa da koşullu varyans denklemi her bir seri için farklı GARCH(p,q) süreçlerine sahip olabilir. Koşullu kovaryans eşitlikleri ise Bollerslev (1990) CCC-GARCH modelinde olduęu gibi 4. denklemde korelasyon katsayısı ile koşullu standart sapmaların çarpımı olarak modellenenecektir. Koşullu kovaryans eşitliklerin 4. denklemle ifade edersek koşullu varyans kovaryans matrisini

$$(5) \quad H_t = D_t R_t D_t$$

şeklinde ifade edebiliriz. Bu denklemde D_t (N x N) köşegen koşullu standart sapmalar matrisi, R_t ise (N x N) zaman içerisinde deęişen koşullu korelasyon matrisidir. Buraya kadar olan denklemler CCC, DCC ve STCC modellerinin üçü içinde aynıdır. Farkları koşullu korelasyon (R_t) için tanımladıkları eşitliktedir. CCC-GARCH modeli koşullu korelasyonun sabit olduęu varsayımını yapmakta ve her t

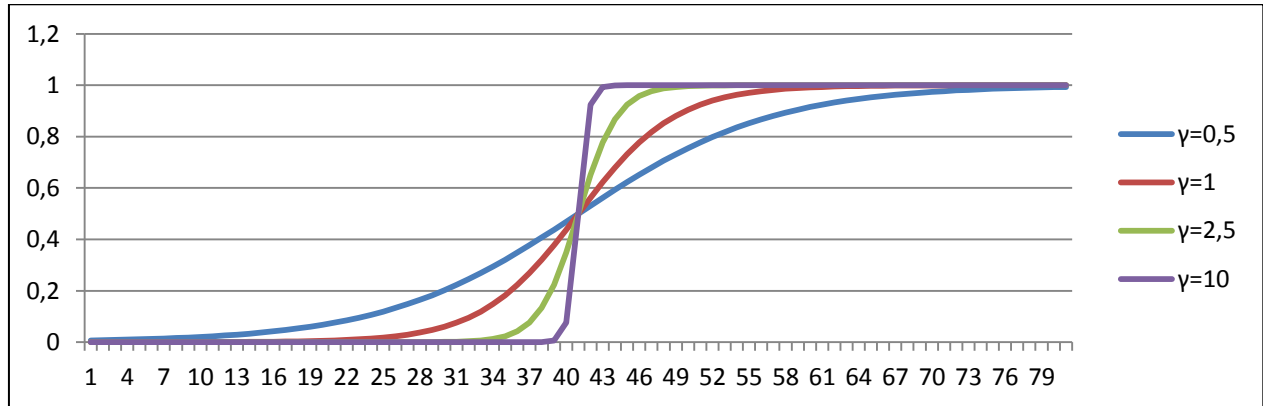
dönemi için R olarak tanımlamaktadır. DCC-GARCH modeli R_t için dolaylı yoldan GARCH tipi bir dinamik yapı tanımlamaktadır.

Bizim kullanacağımız STCC modeli ise korelasyon yapısına ekstra doğrusal olmayan bir yapı tanımlayarak iki uç rejim arasında geçiş değişkeninin bir fonksiyonu olarak yumuşak geçiş tanımlamaktadır.

$$(6) \quad R_t = G_t P_1 + (1-G_t) P_2$$

$$(7) \quad G_t = (1 + \exp(-\gamma(s_t - c)))^{-1}$$

Altıncı denklemde P_1 ve P_2 sabit iki uç rejim korelasyonlarını, G_t geçiş fonksiyonunu temsil etmektedir. Geçiş fonksiyonu $[0,1]$ aralığında değer alacak şekilde kısıtlanacaktır. Dolayısıyla koşullu korelasyon süreç boyunca iki uç rejim arasında değer alacaktır. Uç rejimler korelasyon katsayısının alacağı alt ve üst değerleri temsil etmektedir. STCC-GARCH modelinde geçiş fonksiyonu için $[0,1]$ aralığında değer alan lojistik fonksiyonu kullanılmaktadır.



Şekil 7) Farklı geçiş hızları için lojistik fonksiyonun grafiği

Geçiş fonksiyonunda yer alan s_t gözlemlenebilen geçiş değişkenini, c değişimin konumunu ve γ değişimin hızını göstermektedir. Geçiş değişkeni koşullu korelasyonu etkilediği düşünülen herhangi bir gözlemlenebilen bir değişken olabilir. Dolayısıyla STCC-GARCH modeli korelasyon denkleminde kullanılan açıklayıcı değişken noktasında büyük bir esnekliğine sahiptir. Farklı γ değerlerine sahip lojistik fonksiyonu Şekil 7'de gösterilmiştir. Görüldüğü üzere geçiş hızı arttıkça fonksiyonun açısı artmakta ve geçiş hızlanmaktadır. 10 dan büyük γ değerleri için lojistik fonksiyonu basamak (step) fonksiyonu haline gelmekte ve sadece 0 ve 1 değerlerini almaktadır. Bu durumda koşullu korelasyon da sadece P_1 ve P_2 değerlerini almakta ve korelasyon yapısı iki rejimli olmakta, ara rejimler ortadan kalkmaktadır. Sonuç olarak koşullu korelasyon, geçiş değişkeninin bir fonksiyonu

olarak iki uç rejim arasında deęişim konumunun etrafında ve deęişim hızının belirledięi süratte yumuşak geçiş yapmaktadır.

4.2 Geçiş Deęişkenin Belirlenmesi

STCC-GARCH modelinin koşullu korelasyonu açıklama becerisi seçilen geçiş deęişkeninin koşullu korelasyonu etkileyen faktörleri temsil etme gücüne baęlıdır. STCC-GARCH modeli koşullu korelasyonun zaman içerisinde deęiştiiğini varsaymaktadır. Bu nedenle koşullu korelasyonun sabit olmadıęının bilinmesi durumunda bu modelin tahmini (estimation) anlam kazanmaktadır. Silvennoinen ve Terasvirta (2005) bu maksatla “Lagrange Multiplier” (LM) testi geliştirmişlerdir. STCC-GARCH modeli belirlenen geçiş deęişkeni ile tahmin (estimate) etmeden önce koşullu korelasyonun bu deęişkene göre zaman içinde deęişip deęişmedięi test edilmelidir. Aksi takdirde, gerçek korelasyon zaman içerisinde sabit olduęu halde biz STCC-GARCH modelini tahmin edersek geçiş fonksiyonunda “identification” problemi oluşur ve tahmin edilen tüm parametreler “inconsistent” olabilir. Tahmin edicilerin asimptotik özellikleri geçersiz duruma düşebilir. Dolayısıyla modeli tahmin etmeden önce belirlenen deęişken ile koşullu korelasyonun sabit olduęu boş hipotezi test edilmeli ve boş hipotez ret edilirse model tahmin edilmelidir. Boş hipotez ret edilemedięi durum ise koşullu korelasyonun zaman içerisinde sabit olduęu genel sonucunu deęil de sadece test edilen deęişkene göre zaman içerisinde sabit olmadıęı sonucuna varılabilir.

Yapılan araştırmanın konusuna göre ilgilenilen deęişkenlerin korelasyon üzerinde etkisi olup olmadıęı öncelikle LM testi ile sınanmalı ve koşullu korelasyonun bu deęişkene göre zaman içerisinde sabit olmadıęı sonucuna varılırsa nasıl etkiledięi STCC-GARCH modelinin tahmin edilmesi ile ortaya çıkarılması mümkündür.

Bu proje kapsamında bizim ilgilendiğimiz ve etkilerini test etmek istediğimiz deęişkenleri başında zaman deęişkeninin kendisi gelmektedir. Bu deęişken ile Türkiye hisse senedi piyasaları ile Almanya, A.B.D., Yunanistan ve Brezilya hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonda artan bir trend olup olmadıęını tespit etmek istiyoruz. Bu zamana kadar Türkiye için yapılan akademik çalışmaların hiç birinde artan trendin varlıęını gösterebilecek bir delil bulunamamıştır. Ayrıca Türkiye-Almanya, Türkiye-A.B.D., Türkiye-Yunanistan ve Türkiye-Brezilya ülke ikilileri arasındaki korelasyon küresel volatiliteden, iki ülke ve A.B.D volatilitelerinden ve iki ülke ve A.B.D. piyasalarından gelen iyi veya kötü haberden etkilenip etkilenmedięi test edilecektir. Küresel volatilitenin ölçüsü olarak VIX endeksini, ülke volatilitelerinin ölçüsü olarak koşullu varyansı, hata

terimlerinin ve standardize edilmiş hata terimlerinin karesini ve mutlak değerini ve iyi ve kötü haberin ölçüsü olarak hata terimlerini ve standardize edilmiş hata terimlerini kullandık.

4.3 Kestirim Metodu

Yukarıda açıklanan STCC-GARCH modelini oluşturan yedi denklem Maksimum Olabilirlik (maximum likelihood) yöntemiyle eş anlı (simultaneous) olarak tahmin edilmiştir. Tahmin edilen parametrelerle zamana bağlı değişen koşullu korelasyon serisi üretilecektir. Korelasyon ortak hareketlerin göstergesi olarak kullanılacaktır. Böylelikle zaman içerisinde serilerin ortak hareketinin yapısı (ortak hareket var mı, varsa zaman içerisinde artan mı azalan mı ya da dalgalanan bir süreç mi izliyor.) ve özellikleri yorumlanabilecektir.

STCC-GARCH modelini oluşturan denklemlerde parametreler doğrusal olmayan bir formda olmaları nedeniyle her parametre için kapalı formda çözüm bulmak mümkün değildir ve olabilirlik fonksiyonun maksimum değeri iterasyon yöntemi ile bulunabilmektedir. Bu durumda model parametreleri için kullanılan başlangıç değerleri büyük önem kazanmaktadır. Kullanılan her başlangıç değeri kümesi ile algoritma farklı optimal noktalara yaklaşabilir. Bulunan bu optimal noktalar arasından global maksimumu bulabilme çabası olarak geçiş fonksiyonu parametreleri için “grid search” yöntemi kullanılmıştır.³ Diğer parametrelerin başlangıç değerleri için Silvennoinen ve Terasvirta (2005) önerdiği sıralı tahmin yöntemi kullanılmıştır. Bütün parametreler için belirlenen başlangıç değerleri ile denklem sistemi eş anlı tahmin edilmiştir.

5. Bulgular

Yöntem kısmında anlattığımız üzere ekonometrik incelemeye, korelasyon üzerinde etkisinin olup olmadığını incelemek istediğimiz değişkenleri LM testi ile sınyarak başladık. LM istatistiğinin hesaplanmasında kullanılan kısıt altındaki parametre değerleri CCC-GARCH modelinden hesaplanmıştır. Türkiye hisse senedi piyasası ile Almanya, A.B.D., Yunanistan ve Brezilya hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyon yapısını incelerken ülkelere has özelliklerin göz önüne alınabilmesi için ikili olarak modellenmiştir. Yani Türkiye-Almanya, Türkiye-A.B.D., Türkiye-Yunanistan ve Türkiye-Brezilya ülke ikilileri arasındaki korelasyon ayrı ayrı modellenmiştir.

³ Bir çok başlangıç değeri için algoritma aynı global maksimum noktasına yakınsamaktadır.

5.1 Sabit Koşullu Korelasyon Boş Savının Sınanması

Ülke ikilileri arasındaki korelasyonun sabit olduğu boş hipotezi zaman değişkeni, VIX endeksinin dördüncü geçmişine kadar, koşullu varyasyonların dördüncü geçmişine, hata terimlerinin ve standardize edilmiş hata terimlerinin kendilerinin karelerinin ve mutlak değerlerinin dördüncü geçmişine kadar olan bütün değişkenler için ayrı ayrı test edilmiştir. Örneğin Türkiye-Brezilya arasındaki korelasyon için sabit koşullu korelasyon hipotezi VIX endeksi, Türkiye'nin, Brezilya'nın ve A.B.D.'nin koşullu varyansı, hata terimleri, standardize edilmiş hata terimlerinin kendileri, kareleri ve mutlak değerleri ve bu değişkenleri dördüncü geçmişine kadar yani toplam 77 değişken için ayrı ayrı test edilmiştir. Test sonucu anlamlı geçiş değişkenleri Tablo 3'de verilmiştir.

Tablo 3) Sabit Koşullu Korelasyon Savı LM İstatistikleri

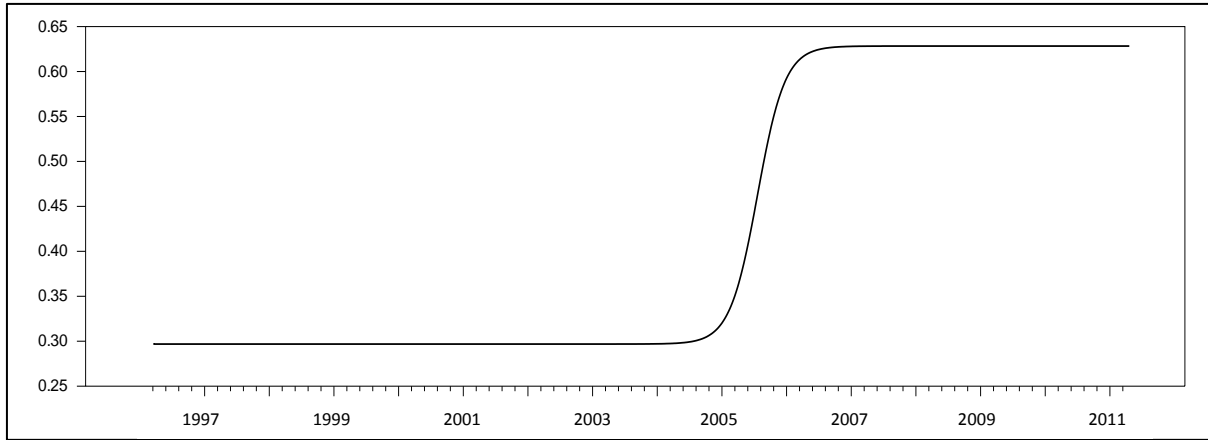
İMKB-100 -- Rio-100		İMKB-100 -- ATHEX		İMKB-100 -- DAX		İMKB-100 -- S&P500	
Değişken	LM istat.	Değişken	LM istat.	Değişken	LM istat.	Değişken	LM istat.
Time		Time		Time		Time	
vol.TR-L2		vol.TR-L2		err.TR-L2		abs(err.TR)-L3	
abs(err.TR)-L3		abs(err.TR)-L4		serr.TR-L2		sqr(err.TR)-L3	
sqr(err.TR)-L3		sqr(err.TR)-L4		abs(err.TR)-L4		abs(serr.TR)-L3	
abs(serr.TR)-L2		abs(serr.TR)-L2		sqr(err.TR)-L4		sqr(serr.TR)-L3	
sqr(serr.TR)-L2		sqr(serr.TR)-L2		abs(serr.TR)-L4		abs(serr.SP)-L1	
err.Br-L4		abs(err.Gr)-L4		sqr(serr.TR)-L4		sqr(serr.SP)-L1	
serr.Br-L2		abs(serr.Gr)-L4		abs(err.Ger)-L3			
sqr(err.Br)-L1		err.SP-L2		sqr(err.Ger)-L3			
err.SP-L3		serr.SP-L2		abs(serr.Ger)-L3			
serr.SP-L3				sqr(serr.Ger)-L3			

Tablo 3'den açıkça görüldüğü gibi 4 ülke ikilisi içinde zaman değişkeni sabit koşulu korelasyon boş hipotezini en güçlü ret eden değişkendir. Buda İMKB-100 – Rio-100, İMKB-100 – ATHEX, İMKB-100 – DAX ve İMKB-100 – S&P500 endeksleri arası korelasyonda bir tür trend olduğunu göstermektedir. Trendin yapısı (artan mı yoksa azalan mı) STCC-GARCH modelinde zaman değişkenini geçiş değişkeni olarak kullanılmasıyla ortaya çıkacaktır. Dört endeks ikilisi arasındaki korelasyon Türkiye'den bilgi olarak İMKB-100 endeksinin volatilitelerinden etkilenmektedir. İMKB-100 endeksinin volatilitelerine ek olarak İMKB-100 – DAX arası korelasyon Türkiye'den bilgi olarak İMKB-100 endeksinden iyi ve kötü haber gelmesinden de etkilenmektedir. İMKB-100 – Rio-100, İMKB-100 – ATHEX arası korelasyon Amerikan piyasasından gelen iyi ve kötü haberden etkilenmekte ama İMKB-100 – DAX arası korelasyon Amerikan piyasasına ait hiçbir bilgidan etkilenmektedir. STCC-

GARCH modeli dört endeks ikilileri için ayrı ayrı her ikili için belirlenen geçiş değişkenleri ile tahmin edilmiştir. Korelasyon denklemleri için tahmin edilen parametreler Tablo 4, 5, 6 ve 7 de özetlenmiştir.

5.2 Türkiye – Brezilya

İMKB-100 – Rio-100 endeksleri arası korelasyon, STCC-GARCH modelini Tablo 3’de verilen aday geçiş değişkenleri ile tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 4’de rapor edilmiştir. Sabit koşullu korelasyon boş hipotezini en güçlü olarak ret eden zaman değişkeni LM istatistiğine göre en iyi modeli vermektedir. Zamanın geçiş değişkeni olarak kullanıldığı STCC-GARCH modelinden elde edilen koşullu korelasyon grafiği Şekil 8’de verilmiştir.



Şekil 8) İMKB-100 – Rio-100 arası koşullu korelasyon (STCC-GARCH modelinde zaman geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)

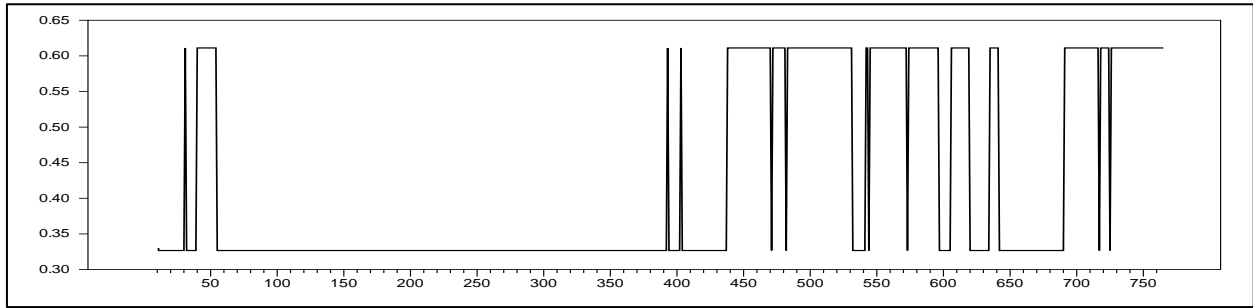
Şekilden açık bir şekilde görüldüğü üzere İMKB-100 – Rio-100 endeksleri arası korelasyonda artan bir trend mevcuttur. 2005 yılına kadar ortalama korelasyon 0.3 iken, 2005 yılında korelasyon artmaya başlamış ve 2006 yılı ortalarında 0.63 mertebesine yükselmiştir. Geçiş süresi yaklaşık 1.5 yıl sürmüştür. Bu iki korelasyon seviyesi (0.3 ve 0.63) istatistiksel olarak birbirinden farklıdır. Dolayısıyla İMKB-100 – Rio-100 endeksleri arası korelasyon ciddi oranda artmıştır.

Tablo 4’deki P_1 ve P_2 değerlerinden anlaşıldığı üzere, İMKB-100 – Rio-100 endeksleri arası korelasyon İMKB-100 endeksinin koşullu varyansı 21.77 nin üzerine çıktığı yani çok arttığı zaman 0.611 seviyesinden 0.32 seviyesine gerilemektedir. İMKB-100 endeksinin volatilitesi arttığında korelasyon iki hafta sonra tepki vermekte ve azalmaktadır. Bu dinamikler Şekil 9’da gösterilmiştir. Şekil 8 ve 9 hemen hemen aynı dinamiği ortaya koymaktadır. Korelasyonun diğer İMKB-100

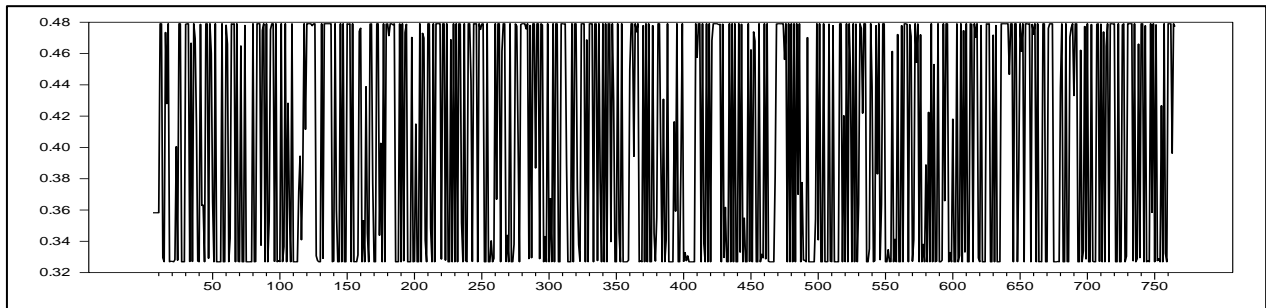
Tablo 4) İMKB-100 – Rio-100 için STCC-GARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Geçiş Değişkeni	ML Değeri	P ₁	P ₂	c	γ
Zaman	-4396.135	0.297 (0.040)	0.628 (0.035)	0.62 (0.029)	8.49 (4.38)
vol.TR-L2	-4401.128	0.611 (0.028)	0.326 (0.017)	21.77 (0.867)	51.479 (1.518)
abs(err.TR)-L3	-4411.668	0.463 (0.026)	0.385 (0.027)	2.374 (-)	20 (-)
sqr(err.TR)-L3	-4410.040	0.419 (0.028)	-0.257 (0.314)	617 (52)	20 (-)
abs(serr.TR)-L2	-4407.676	0.191 (0.065)	0.471 (0.028)	0.262 (0.008)	20 (-)
sqr(serr.TR)-L2	-4410.039	0.321 (0.005)	0.471 (0.011)	0.302 (0.019)	19.97 (0.100)
err.Br-L4	-4410.032	0.315 (0.053)	0.453 (0.030)	-1.5144 (0.174)	20 (-)
serr.Br-L2	-4409.448	0.479 (0.036)	0.326 (0.054)	0.01 (0.176)	4.385 (2.06)
sqr(err.Br)-L1	-4411.424	0.347 (0.040)	0.464 (0.043)	6.09 (0.036)	17.42 (265.99)
err.SP-L3	-4407.063	0.431 (0.034)	-0.100 (0.140)	1.87 (0.205)	20 (-)
serr.SP-L3	-4408.071	0.433 (0.028)	0.011 (0.159)	4.34 (0.153)	20 (-)

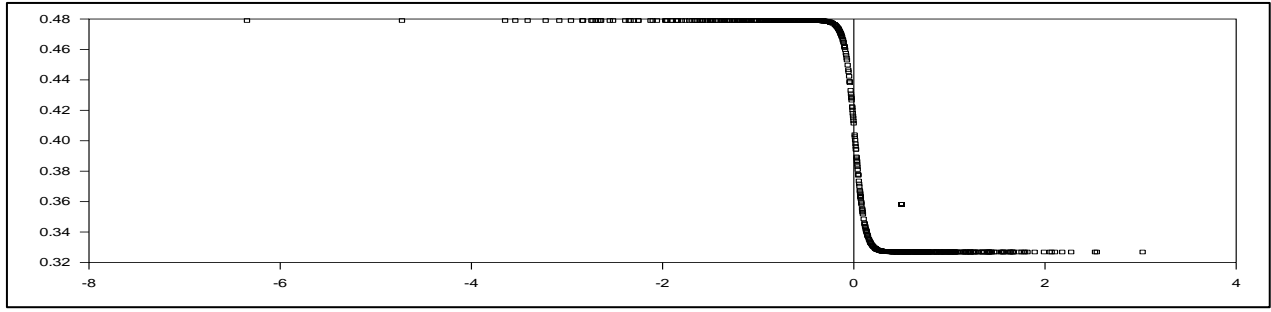
endeksinin volatilité ölçüleri olan hata teriminin karesi ve mutlak değerine üç hafta içerisinde ve yine azalarak tepki vermektedir. Fakat diğer volatilité göstergeleri olan standardize edilmiş hata terimlerinin karesine ve mutlak değerine iki hafta içerisinde verdiği tepkide korelasyon volatilité arttığında yükselmektedir. İMKB-100 – Rio-100 endeksleri arası korelasyon Rio-100 endeksinden gelen kötü haberlere iki hafta içerisinde tepki vermekte ve korelasyon 0.326 seviyesinden 0.479 noktasına geçmektedir. (Şekil 10 ve 11)



Şekil 9) İMKB-100 – Rio-100 arası koşullu korelasyon (STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin koşullu varyansının ikinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



Şekil 10) İMKB-100 – Rio-100 arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde Rio-100 endeksinin standardize edilen hata teriminin ikinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



Şekil 11) İMKB-100 – Rio-100 arası koşullu korelasyonun Rio-100 endeksinin standardize edilen hata teriminin ikinci gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde Rio-100 endeksinin standardize edilen hata teriminin ikinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)

İMKB-100 – Rio-100 arası koşullu korelasyonun A.B.D.'den gelen haberle verdiği tepkiyi gösteren son iki denklem geçişin konumunu gösteren değişkene bakıldığında veri içerisindeki outlier ları yakalamaktadır. Dolayısıyla bu iki denklemin doğrusal olmaya dinamikler içerdiğin söylemek mümkün değildir ve sonuçları yorumlanmamıştır.

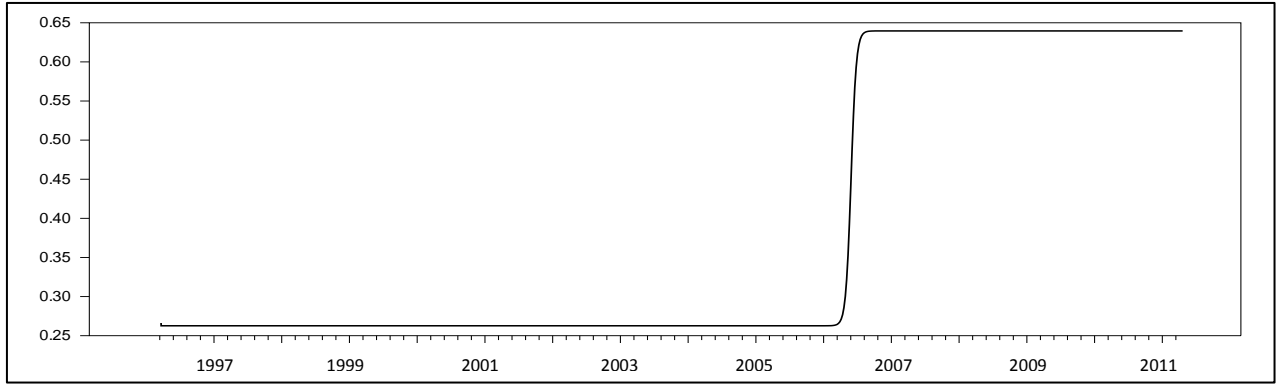
5.3 Türkiye – Yunanistan

Tablo 5 İMKB-100 – ATHEX endeksleri arası korelasyonun modellendiği aday değişkenlerin geçiş değişkeni olarak kullanıldığı STCC-GARCH modellerinin sonuçlarını göstermektedir. Zaman değişkeni LM istatistiğine göre en iyi modeli vermektedir.

Tablo 5) İMKB-100 – ATHEX için STCC-GARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Geçiş Değişkeni	ML Değeri	P ₁	P ₂	c	γ
Time	-4341.356	0.262 (0.044)	0.639 (0.034)	0.676 (0.004)	400 (-)
vol.TR-L2	-4354.31	0.898 (0.137)	0.190 (0.072)	13.66 (0.601)	0.053 (0.029)
abs(err.TR)-L4	-4352.9	0.515 (0.031)	0.194 (0.008)	3.946 (0.181)	4.569 (0.278)
sqr(err.TR)-L4	-4352.011	0.521 (0.081)	0.234 (0.006)	12.807 (0.03)	196 (34)
abs(serr.TR)-L2	-4356.398	0.353 (0.034)	0.620 (0.047)	1.527 (0.052)	104 (74)
sqr(serr.TR)-L2	-4357.287	0.356 (0.027)	0.621 (0.039)	2.341 (0.221)	13 (5.75)
abs(err.Gr)-L4	-4350.611	0.587 (0.033)	0.298 (0.033)	1.056 (0.013)	400 (-)
abs(serr.Gr)-L4	-4355.644	0.602 (0.027)	0.272 (0.032)	0.354 (0.032)	8.171 (3.411)
err.SP-L2	-4359.541	0.436 (0.033)	0.302 (0.049)	0.168 (0.022)	400 (-)
serr.SP-L2	-4357.327	0.406 (0.028)	-0.154 (0.211)	1.361 (0.014)	400 (-)

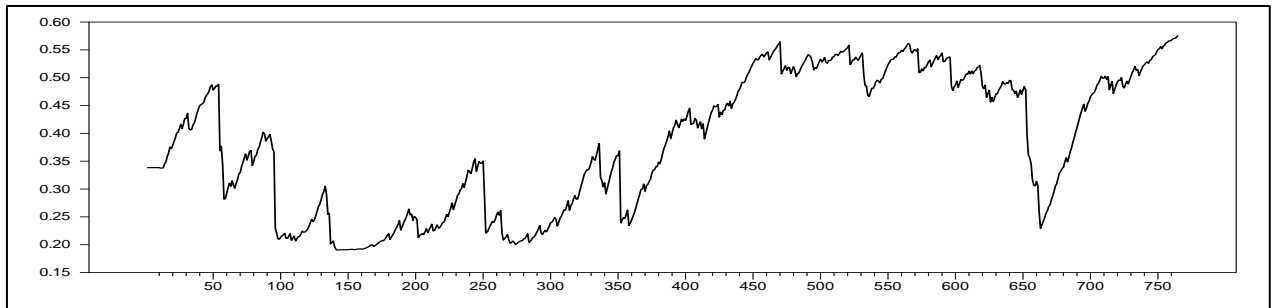
Şekil 12 zamanın geçiş değişkeni olarak kullanıldığı STCC-GARCH modelinden elde edilen koşullu korelasyonun grafiğini göstermektedir. İMKB-100 – Rio-100 durumunda olduğu gibi, İMKB-100 – ATHEX endeksleri arası korelasyonda artan bir trend mevcuttur. 2006 yılının birinci çeyreğine kadar korelasyon ortalama 0.26 iken 2006 yılı ortalarına doğru artmaya başlamış ve hızlı bir geçiş



Şekil 12) İMKB-100 – ATHEX arası koşullu korelasyon (STCC-GARCH modelinde zaman geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)

süreciyle 2007 başlamadan 0.64 seviyesine yükselmiştir. Ulaşılan korelasyon seviyesi İMKB-100 – Rio-100 ile İMKB-100 – ATHEX durumları için çok yakın olmasına ve rağmen İMKB-100 – Rio-100 arası korelasyon 1.5 yıl önce artmaya başlamıştır. İki korelasyon seviyesi istatistiksel olarak birbirinden farklıdır.

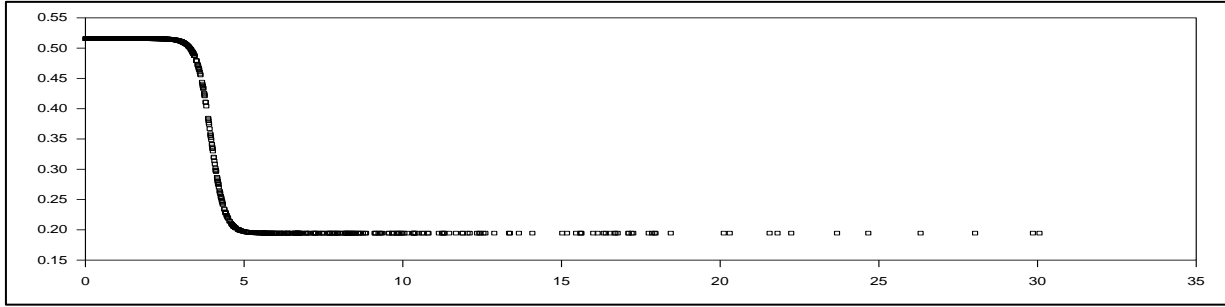
İMKB-100 – ATHEX arası korelasyon Türkiye’den bilgi olarak İMKB-100 endeksinin koşullu varyansından etkilenmektedir. Varyans 13.66 nın üzerine çıktığı yani volatilitenin arttığı zamanlarda korelasyon 0.89 dan 0.19 seviyesine gerilemektedir. (Şekil 13) Korelasyonun 4 hafta içerisinde cevap verdiği Türkiye’den diğer volatiliteler ölçüleri olan hata teriminin karesi ve mutlak değeri de volatiliteler arttığında korelasyonun ortalama olarak 0.52 den 0.215 mertebesine düştüğünü göstermektedir. (Şekil 14 ve 15) Aynı durum ATHEX endeksinin volatilitelerinin taşıdığı bilgi içinde geçerlidir: hata teriminin ve standardize edilen hata teriminin mutlak değerine korelasyon 4 haftada tepki vermekte ve ortalama olarak 0.6 dan 0.28 seviyesine gerilemektedir. (Şekil 16 ve 17)



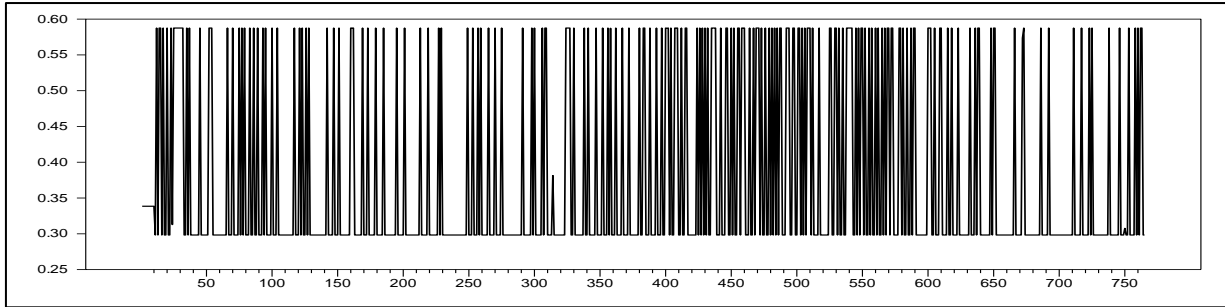
Şekil 13) İMKB-100 – ATHEX arası koşullu korelasyon (STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin koşullu varyansının ikinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



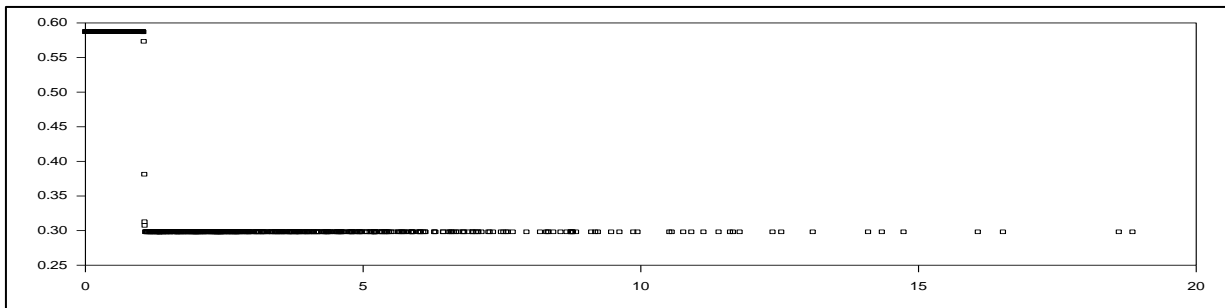
Şekil 14) İMKB-100 – ATHEX arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin dördüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



Şekil 15) İMKB-100 – ATHEX arası koşullu korelasyonun İMKB-100 endeksinin hata teriminin dördüncü gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin dördüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



Şekil 16) İMKB-100 – ATHEX arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde ATHEX endeksinin hata teriminin mutlak değerinin dördüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



Şekil 17) İMKB-100 – ATHEX arası koşullu korelasyonun ATHEX endeksinin hata teriminin mutlak değerinin dördüncü gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde ATHEX endeksinin hata teriminin mutlak değerinin dördüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)

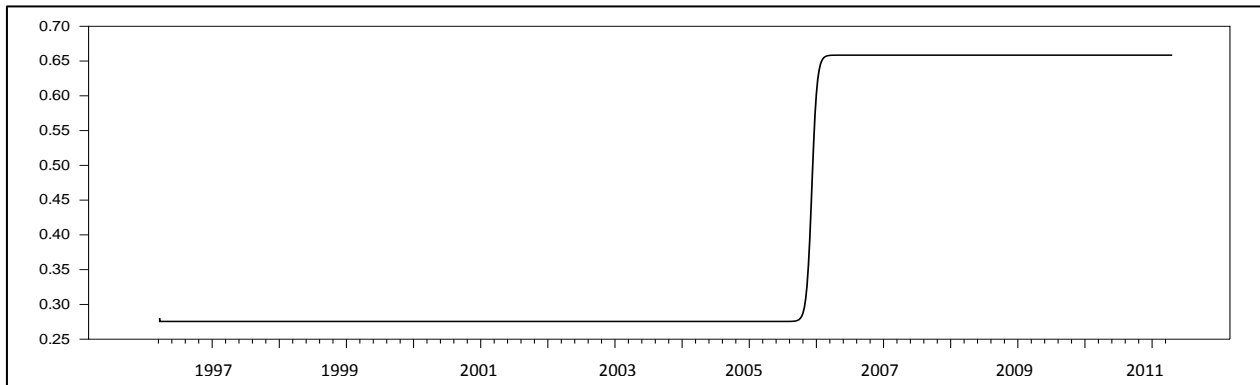
İMKB-100 – Rio-100 durumunda olduğu gibi, İMKB-100 – ATHEX arası koşullu korelasyonun hesaplanmasında A.B.D.’den gelen haberler geçiş değişkeni olarak kullanıldığında model veri içerisindeki outlier ları yakalamaktadır. Dolayısıyla sonuçlar yorumlanmamıştır.

5.4 Türkiye – Almanya

İMKB-100 – DAX endeksleri arası korelasyon, STCC-GARCH modeli ile tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 6’de rapor edilmiştir. Sabit koşullu korelasyon boş hipotezini en güçlü olarak ret eden zaman değişkeni LM istatistiğine göre en iyi modeli vermektedir. Zamanın geçiş değişkeni olarak kullanıldığı STCC-GARCH modelinden elde edilen koşullu korelasyon grafiği Şekil 18’de verilmiştir.

Tablo 6) İMKB-100 – DAX için STCC-GARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Geçiş Değişkeni	ML Değeri	P ₁	P ₂	c	γ
Time	-4172.883	0.275 (0.037)	0.658 (0.033)	0.645 (0.004)	400 (-)
err.TR-L2	-4194.206	0.441 (0.011)	0.344 (0.012)	0.209 (0.007)	390 (-)
serr.TR-L2	-4192.748	0.475 (0.022)	0.337 (0.021)	-0.270 (0.019)	400 (-)
abs(err.TR)-L4	-4189.212	0.510 (0.033)	0.303 (0.025)	2.613 (0.037)	400 (-)
sqr(err.TR)-L4	-4193.993	0.422 (0.032)	0.316 (0.049)	23.401 (-)	400 (-)
abs(serr.TR)-L4	-4189.457	0.536 (0.028)	0.321 (0.011)	0.357 (0.015)	400 (-)
sqr(serr.TR)-L4	-4189.229	0.436 (0.021)	0.110 (0.063)	1.762 (0.041)	401 (-)
abs(err.Ger)-L3	-4191.308	0.453 (0.029)	0.272 (0.046)	2.695 (0.027)	394 (-)
sqr(err.Ger)-L3	-4191.108	0.455 (0.0309)	0.273 (0.045)	7.345 (0.04)	395 (-)
abs(serr.Ger)-L3	-4192.755	0.431 (0.032)	0.253 (0.069)	1.167 (0.067)	46 (34)
sqr(serr.Ger)-L3	-4192.807	0.440 (0.046)	0.252 (0.059)	1.346 (0.409)	3.936 (4.67)



Şekil 18) İMKB-100 – DAX arası koşullu korelasyon (STCC-GARCH modelinde zaman geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)

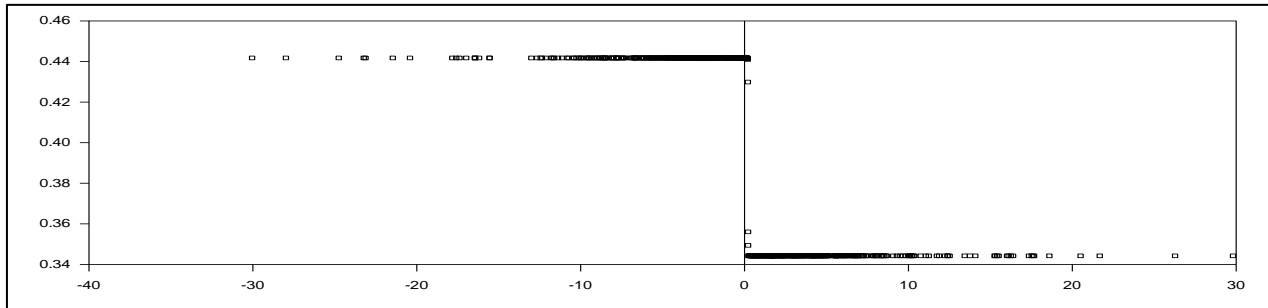
İMKB-100 – DAX endeksleri arası korelasyon artan bir trend ihtiva etmektedir. Korelasyon 2005 yılının son çeyreğine kadar ortalama 0.275 iken, bu çeyrekte artmaya başlamış ve hızlı bir geçiş

dönemiyle 2006 yılının ilk çeyreğinde 0.658 seviyesine ulaşmıştır. Bu zamanlama ile İMKB-100 – DAX durumu İMKB-100 – Rio-100 ile MKB-100 – ATHEX arasına düşmektedir.

İMKB-100 – DAX endeksleri arası korelasyon Türkiye’den bilgi olarak İMKB-100 endeksinin volatilitesinde ve endeksten gelen haberlerin olumlu yada olumsuz olmasından etkilenmektedir. İMKB-100 endeksinden olumsuz haber geldiğinde korelasyon ortalama 0.34 seviyesinden 0.45 noktasına çıkmaktadır. (Şekil 19 ve 20) Volatilite arttığında ise 0.5 seviyesinden 0.31 mertebesine gerilemektedir. (Şekil 21 ve 22) Aynı şekilde DAX endeksinin volatilitesi arttığında korelasyon ortalama 0.45 noktasından 0.26 mertebesine gerilemektedir. (Şekil 23 ve 24)



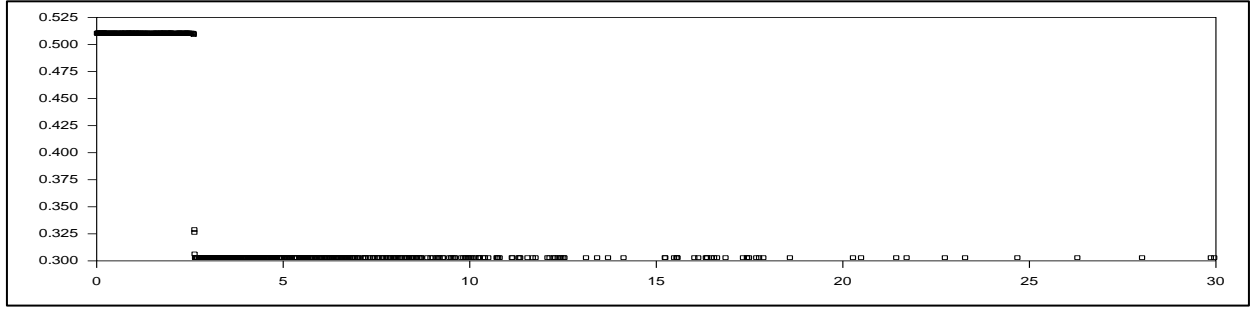
Şekil 19) İMKB-100 – DAX arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin ikinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



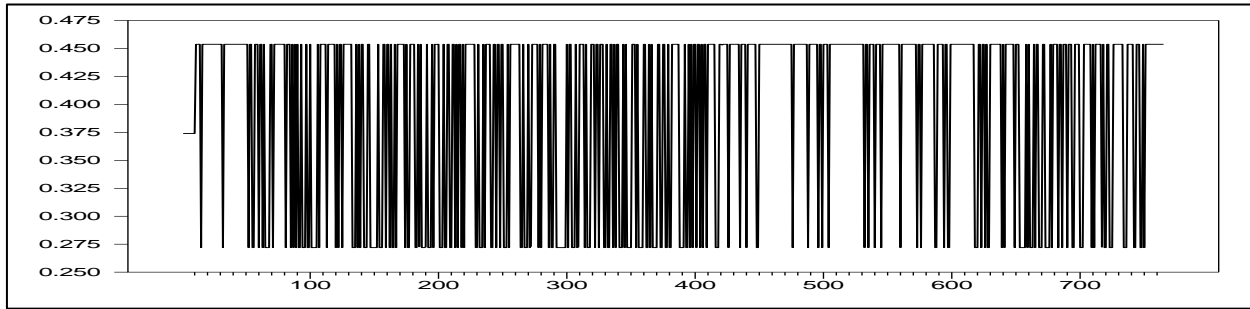
Şekil 20) İMKB-100 – DAX arası koşullu korelasyonun İMKB-100 endeksinin hata teriminin ikinci gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin ikinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



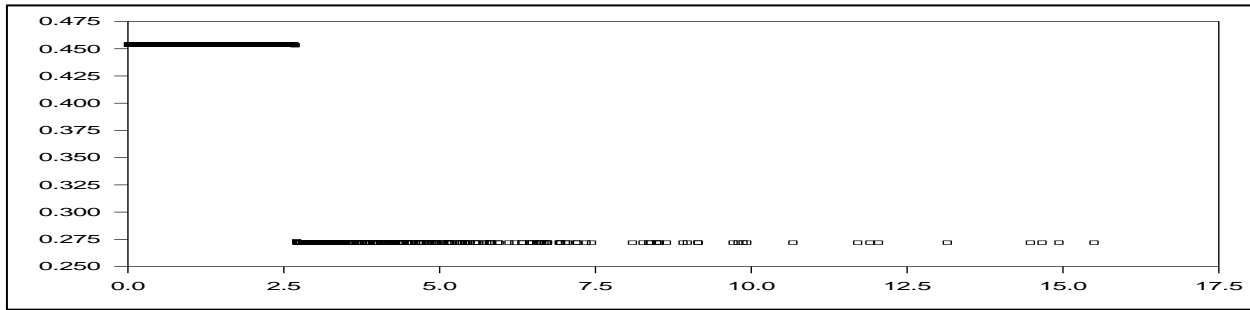
Şekil 21) İMKB-100 – DAX arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin mutlak değerinin dördüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



Şekil 22) İMKB-100 - DAX arası koşullu korelasyonun İMKB-100 endeksinin hata teriminin mutlak değerinin dördüncü gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin mutlak değerinin dördüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



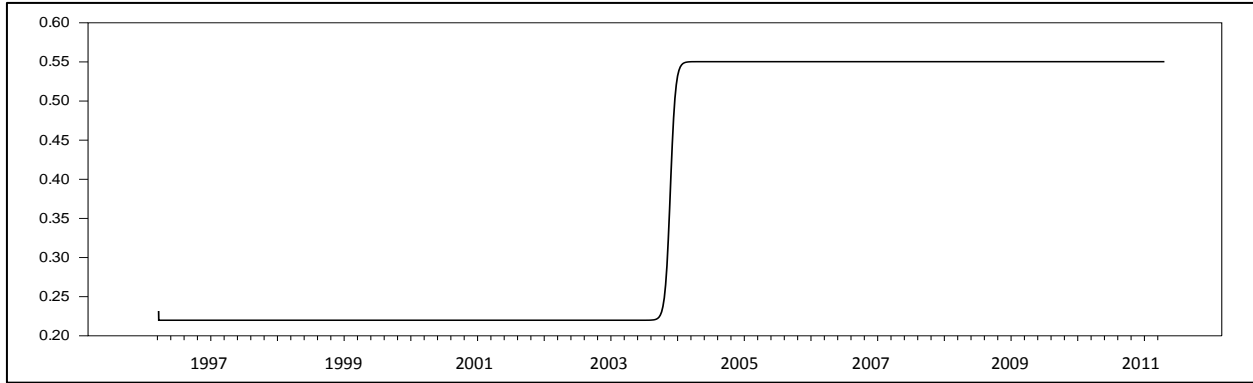
Şekil 23) İMKB-100 - DAX arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde DAX endeksinin hata teriminin mutlak değerinin üçüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



Şekil 24) İMKB-100 - DAX arası koşullu korelasyonun DAX endeksinin hata teriminin mutlak değerinin üçüncü gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde DAX endeksinin hata teriminin mutlak değerinin üçüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)

5.5 Türkiye - A.B.D.

İMKB-100 - S&P500 endeksleri arası korelasyon, STCC-GARCH modeli Tablo 3'de verilen aday geçiş değişkenleri ile tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 7'de rapor edilmiştir. Sabit koşullu korelasyon boş hipotezini en güçlü olarak ret eden zaman değişkeni LM istatistiğine göre en iyi modeli vermektedir. Zamanın geçiş değişkeni olarak kullanıldığı STCC-GARCH modelinden elde edilen koşullu korelasyon grafiği Şekil 25'de verilmiştir.



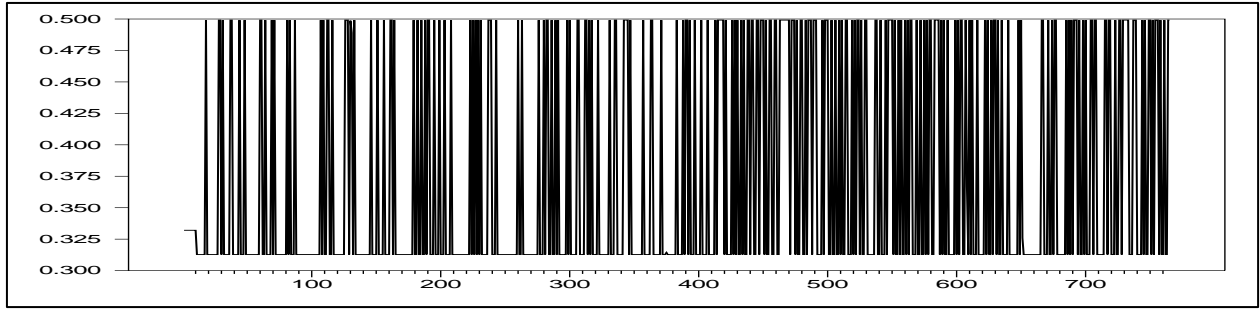
Şekil 25) İMKB-100 – S&P500 arası koşullu korelasyon (STCC-GARCH modelinde zaman geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)

İMKB-100 – S&P500 endeksleri arası korelasyonda artan trend olduğu Şekil 25'ten açık bir şekilde görülmektedir. Korelasyon 2003 yılının son çeyreğine kadar ortalama 0.22 seviyesinde iken artmaya başlamış ve hızlı bir geçiş periyodunun ardından 0.55 seviyesine ulaşmıştır. Zamanlama açısından İMKB-100 – S&P500 arası korelasyon yüksek korelasyon rejimine İMKB-100 – DAX arası korelasyonda 2 sene önce ulaşmıştır. Fakat ulaşılan seviye olarak İMKB-100 – S&P500 arası korelasyon İMKB-100 – DAX arası korelasyondan daha düşüktür ve aradaki fark istatistiksel olarak (%5 mertebesinde) anlamlıdır.

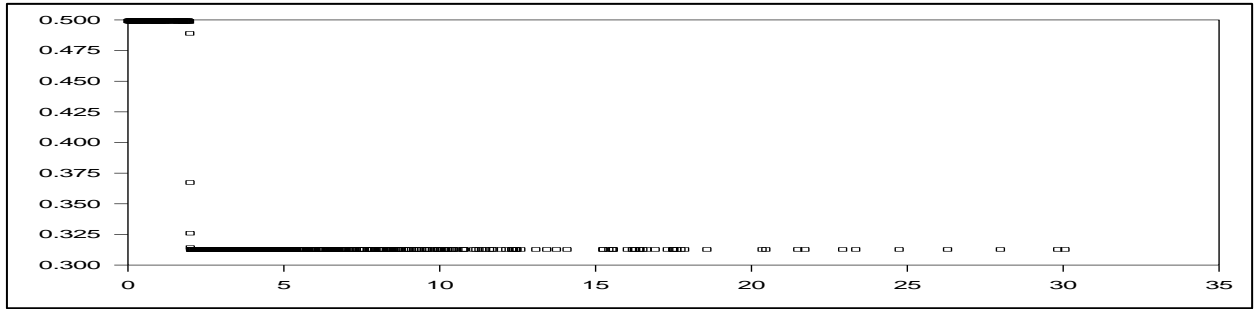
Tablo 7) İMKB-100 – S&P500 için STCC-GARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Geçiş Değişkeni	ML Değeri	P ₁	P ₂	c	γ
Time	-3999,402	0,219 (0,039)	0,550 (0,033)	0,513 (0,005)	400 (-)
abs(err.TR)-L3	-4010,707	0,499 (0,010)	0,312 (0,021)	1,987 (0,009)	400 (-)
sqr(err.TR)-L3	-4011,265	0,485 (0,023)	0,314 (0,022)	4 (0,004)	400 (-)
abs(serr.TR)-L3	-4013,456	0,379 (0,013)	0,169 (0,0003)	2,392 (0,106)	209 (4)
sqr(serr.TR)-L3	-4012,976	0,381 (0,032)	0,180 (0,12)	7,5 (-)	400 (-)
abs(serr.SP)-L1	-4011,685	0,412 (0,02)	0,247 (0,039)	0,896 (0,008)	400 (-)
sqr(serr.SP)-L1	-4011,675	0,417 (0,002)	0,250 (0,021)	0,785 (0,018)	400 (-)

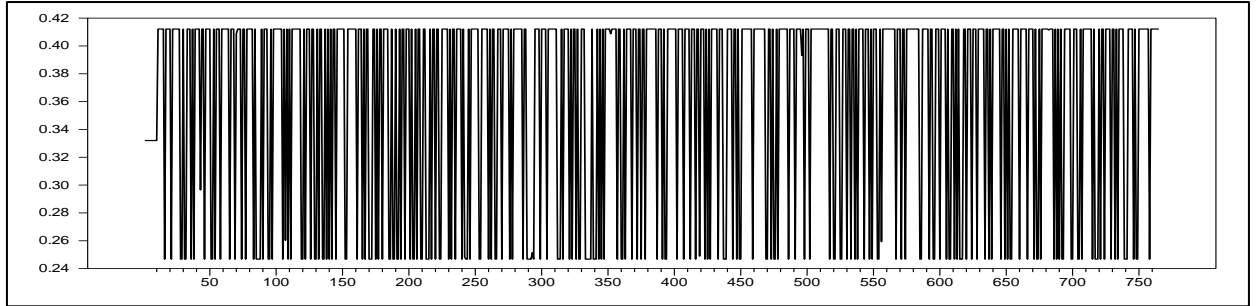
İMKB-100 – S&P500 endeksleri arası korelasyon bu endekslerin volatilitelerinden etkilenmektedir ve ikisine aynı yapıda ama farklı büyüklüklerde tepki vermektedir: volatiliteler artarken korelasyon azalmaktadır. Korelasyon S&P500 endeksinin volatilitesine 1 hafta sonra cevap verirken, İMKB-100 endeksinin volatilitesine 3 hafta sonra cevap vermektedir.



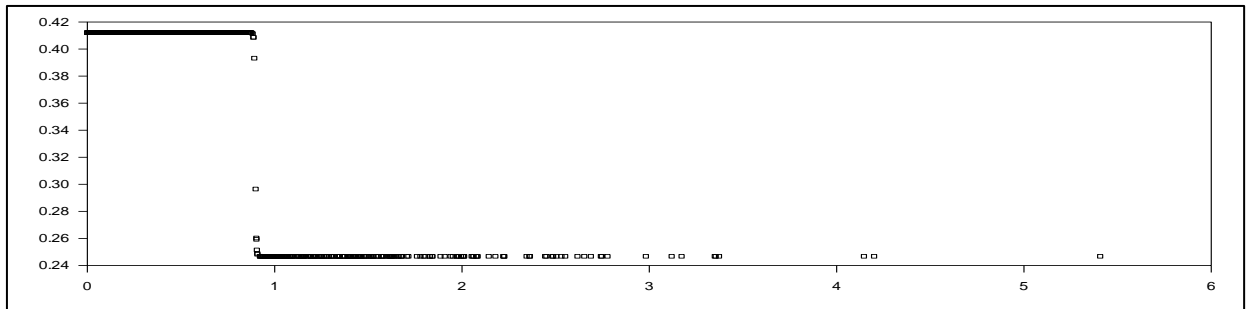
Şekil 26) İMKB-100 – S&P500 arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin karesinin üçüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



Şekil 27) İMKB-100 – S&P500 arası koşullu korelasyonun İMKB-100 endeksinin hata teriminin karesinin üçüncü gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde İMKB-100 endeksinin hata teriminin karesinin üçüncü gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



Şekil 28) İMKB-100 – S&P500 arası koşullu korelasyon(STCC-GARCH modelinde S&P500 endeksinin standardize edilen hata teriminin mutlak değerinin birinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)



Şekil 29) İMKB-100 – S&P500 arası koşullu korelasyonun S&P500 endeksinin standardize edilen hata teriminin mutlak değerinin birinci gecikmesine göre grafiği (STCC-GARCH modelinde S&P500 endeksinin standardize edilen hata teriminin mutlak değerinin birinci gecikmesi geçiş değişkeni olarak kullanıldığında)

6. Sonuç

Bu projede Türkiye hisse senedi borsası ile Almanya, A.B.D., Yunanistan ve Brezilya hisse senedi piyasaları arasındaki koşullu korelasyon modellenmiştir. Yöntem olarak çok değişkenli GARCH modeli çerçevesinde koşullu korelasyonu doğrudan modelleyen, bireysel serilerin GARCH süreçleri ile korelasyon süreci arasında etkileşime olanak sağlayan STCC-GARCH (Silvennoinen ve Teräsvirta (2005).) modeli kullanılmıştır.

Proje neticesinde, Türkiye hisse senedi borsası ile Almanya, A.B.D., Yunanistan ve Brezilya hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonun zaman içerisinde aldığı değer ortaya çıkarılmış ve portföy çeşitlendirme bağlamında değerlendirilmiştir.

Bu proje kapsamında öncelikle gelişmiş ülke hisse senedi endeksleri arası tespit edilen ama henüz Türkiye için yapılan akademik çalışmaların hiç birinde varlığını gösterebilecek bir delil bulunamayan artan trendin varlığı Türkiye hisse senedi piyasaları ile Almanya, A.B.D., Yunanistan ve Brezilya hisse senedi piyasaları arasındaki korelasyonda araştırılmıştır. Ayrıca kullanılan STCC-GARCH modelinin esnekliğinde faydalanılarak Türkiye-Almanya, Türkiye-A.B.D., Türkiye-Yunanistan ve Türkiye-Brezilya ülke ikilileri arasındaki korelasyon küresel volatiliteden, iki ülke ve A.B.D volatilitelerinden ve iki ülke ve A.B.D. piyasalarından gelen iyi veya kötü haberden etkilenip etkilenmediği test edilmiştir.

Sonuçlar 4 endeks ikilisi (İMKB-100 – Rio-100, İMKB-100 – ATHEX, İMKB-100 – DAX ve İMKB-100 – S&P500) arasındaki korelasyon için korelasyonun dinamiğini etkileyen faktörleri temsil etmede en başarılı değişken zaman değişkeni olduğunu göstermiştir. Yapılan tahmin (estimation) neticesinde bütün endeks ikilileri arasındaki korelasyonda artan trend tespit edilmiştir. Bu durum Türkiye hisse senedi piyasasının portföy çeşitlendirme yöntemi ile sunduğu fırsatların 2003 yılı itibariyle azalmaya başladığı sonucunu ortaya çıkarmaktadır. Zamanlama açısından korelasyon yüksek korelasyon seviyesine en erken İMKB-100 – S&P500 için geçmektedir. Bunu sırasıyla İMKB-100 – Rio-100, İMKB-100 – DAX ve İMKB-100 – ATHEX takip etmektedir. İMKB-100 – S&P500 arası korelasyon yüksek seviyeye İMKB-100 – DAX arası korelasyona nazaran 2 yıl önce geçmektedir.

Ayrıca yapılan analizlerde 4 endeks ikilisi arasındaki korelasyonun iki ülke volatilitelerinden etkilendiği tespit edilmiş ve volatiliteler arttığında korelasyonun düştüğü sonucu ortaya çıkmıştır. Fakat bu durum literatürde gelişmiş ülke borsa endeksleri arasında bulunan ve artık yaygın olarak kabul gören volatilitenin artışı korelasyonda artışı tetiklemektedir sonucu ile ters düşmektedir. Bu

farklı sonucu incelenen korelasyonun “gelişmekte olan – gelişmekte olan” ve “gelişmekte olan – gelişmiş” ülke borsa endeksleri arasında olması literatürün bulduğu sonucun genelleştirilmesinin hatalı olabileceğini göstermektedir.

7. Referanslar

Aktar, I. 2009. Is there any Comovement Between Stock Markets of Turkey, Russia and Hungary? International Research Journal of Finance and Economics 26, 192-200

Alper, C.E., Yılmaz, K. 2004. Volatility and contagion:evidence from the Istanbul stock exchange. Economic Systems 28 353-367

Ang A, Bekaert G. 2002. International asset allocation with regime shifts. Review of Financial Studies 15: 1137-1187.

Ang A, Chen J. 2002. Asymmetric correlations of equity portfolios. Journal of Financial Economics 63: 443-494.

Aslanidis N., Savva C 2010. "Stock market integration between new EU member states and the Euro-zone," Empirical Economics, 39(2), 337-351

Benli, Y., Başçı, S.2007. Avrupa Birliği üyesi ülkeler ile Türkiye hisse senedi borsalarının ortak trend analizi (Tübitak projesi: 105K207)

Bera, A. K., and S. Kim 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.

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

Bollerslev T, Wooldridge JM. 1992. Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. Econometric Reviews 11: 143-172.

Bowman, R.G., Comer M.R., 2000. The reaction of world equity markets to the Asian economic crisis. Working paper, University of Auckland.

Cappiello L, Engle RF, Sheppard K. 2006. Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. *Journal of Financial Econometrics* 4: 537–572.

Diebold, F.X., Yilmaz, K. 2009. Measuring financial asset return and volatility spillovers with application to global equity markets. *The Economic Journal* 119, 158-171

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.

Engle, R. F., and K. Sheppard (2001): “Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH,” NBER Working Paper 8554.

Erb, C.B., Harvey, C.R., Viskanta, T.E. Forecasting international equity correlations. *Financial Analysts Journal* 1994 November-December, 32-45.

Ghosh, A., Saidi, R., Johnson, K.H., 1999. Who moves the Asia-Pacific stock markets – US or Japan? Empirical evidence based on the theory of cointegration. *Financial Review* 34, 159–170

Karolyi, G., Stulz, R. 1996. Why Do Markets Move Together? An Investigation of U.S.-Japan Stock Return Co-movements. *Journal of Finance*, 51, no. 7, 951-986

Kasa, K. 1992, Common stochastic trends in international stock markets. *Journal of Monetary Economics* 29, 95-124

Kim S, Moshirian F. and Wu, E. (2005)Dynamic Stock Market Integration Driven by the European Monetary Union: An Empirical Analysis. *Journal of Banking and Finance*, 29(10), 2475 - 2502, 2005.

King M, Sentana E, Wadhvani S. 1994. Volatility and links between national stock markets. *Econometrica* 62: 901–933.

Longin, F., Solnik, B. 1995 Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990? *Journal of International Money and Finance*, 14, no. 1, 3-26

Longin F, Solnik B. 2001. Extreme correlation and international equity markets. *Journal of Finance* 56: 649–676.

Pelletier, D. 2006. Regime Switching for Dynamic Correlations. *Journal of Econometrics*, 131(1), 445-473.

Ramchand L, Susmel R. 1998. Volatility and cross correlation across major stock markets. *Journal of Empirical Finance* 5: 397–416

Savva CS, Osborn DR, Gill L. 2009. Spillovers and correlations between US and major European markets: the role of the euro. *Applied Financial Economics* 39(2), 337-351

Silvennoinen, A., and T. Terasvirta 2005. Multivariate autoregressive conditional heteroskedasticity with smooth transitions in conditional correlations. *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance* No. 577

Silvennoinen, A. & Teräsvirta, T. (2009) Modelling multivariate autoregressive heteroskedasticity with the double smooth transition conditional correlation GARCH model. *Journal of Financial Econometrics* 7, 373—411

Solnik B (1974). Why not diversify international rather than domestically? *Journal of Financial Analyst* 30(4): 48-54.

Syriopoulos T. Roumpis E. (2009). "Dynamic correlations and volatility effects in the Balkan equity markets," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 19(4), 565-587

Taştan, H. 2005. Dynamic Interdependence and Volatility Transmission in Turkish and European Equity Markets. *Turkish Economic Association Discussion Paper* 2005/10

Tse, Y.K. 2002. A test for constant correlation in a multivariate GARCH model. *Journal of Econometrics*, 98, 107-127

TÜBİTAK
PROJE ÖZET BİLGİ FORMU

Proje No: 110K447
Proje Başlığı: Türkiye ile Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler Hisse Senedi Borsaları Arasındaki Birlikte Hareketlerin (comovement) Çok Değişkenli GARCH Yöntemi ve Doğrusal Olmayan Korelasyon Çerçevesinde Modellenmesi
Proje Yürütücüsü ve Araştırmacılar: Prof. Dr. Nadir ÖCAL
Projenin Yürütüldüğü Kuruluş ve Adresi: ODTÜ, Eskişehir Yolu, 06800, Ankara
Destekleyen Kuruluş(ların) Adı ve Adresi:
Projenin Başlangıç ve Bitiş Tarihleri: 01.04.2011 – 01.04.2012
Öz (en çok 70 kelime): Türkiye hisse senedi borsası ile Almanya, A.B.D., Yunanistan ve Brezilya hisse senedi piyasaları arasındaki koşullu korelasyon modellenmiştir. Sonuçlar İMKB-100 – Rio-100, İMKB-100 – ATHEX, İMKB-100 – DAX ve İMKB-100 – S&P500 arasındaki korelasyonun dinamiğini etkileyen faktörleri temsil etmede en başarılı değişkenin zaman değişkeni olduğunu göstermiştir. Bütün endeks ikilileri arasındaki korelasyonda artan trend tespit edilmiştir. 4 endeks ikilisi arasındaki korelasyonun iki ülke volatilitésinden etkilendiği tespit edilmiş ve volatilité arttığında korelasyonun düştüğü sonucu ortaya çıkmıştır.
Anahtar Kelimeler: Çok Değişkenli GARCH, Yumuşak Geçişli Koşullu Korelasyon, Portföy Çeşitlendirme, Hisse Senedi Piyasaları Entegrasyonu ve Ortak Hareketleri
Fikri Ürün Bildirim Formu Sunuldu mu? Evet <input type="checkbox"/> Gerekli Değil <input checked="" type="checkbox"/> Fikri Ürün Bildirim Formu'nun tesliminden sonra 3 ay içerisinde patent başvurusu yapılmalıdır.
Projeden Yapılan Yayınlar:
Ekte Bulunan "ARDEB Başarı Öyküsü Formu", "Kazanımlar" Bölümünde Belirtilen Kriterlere Göre Proje Çıktılarınızın Başarı Öyküsü Niteliği Taşıdığını Düşünüyorsanız "ARDEB Başarı Öyküsü Formu"nu doldurunuz.