

Zimni Volatilite Endeksinden Gelişmekte Olan Piyasalara Yönelik Volatilite Yayılma Etkisi

Turhan KORKMAZ*
Emrah İsmail ÇEVİK**

Özet

Bu çalışmada ABD’de zimni volatilite endeksi olarak oluşturulan VIX’in gelişmekte olan 15 ülkenin hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisi GJR-GARCH model ile araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarının koşullu varyansında kaldıraç etkisinin olduğu ve piyasaya gelen kötü haberlerin volatiliteyi daha fazla arttırdığı sonucuna varılmıştır. Analiz sonucunda zimni volatilite endeksinin Arjantin, Brezilya, Meksika, Şili, Peru, Macaristan, Polonya, Türkiye, Malezya, Tayland ve Endonezya hisse senedi piyasalarını etkileyerek volatilitesini arttırdığı belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: *Zimni Volatilite, Yayılma Etkisi, GJR-GARCH Model, Gelişmekte Olan Piyasalar.*

JEL Sınıflaması: *G15, G17, C22.*

Abstract - Volatility Spillover Effect from Volatility Implied Index to Emerging Markets

This study has investigated the effect of VIX, created as an implied volatility in the US, on 15 emerging stock markets with the application of GJR-GARCH model. According to the results obtained, the emerging stock markets have leverage effect in conditional variance and emerging bad news concludes that volatility further increases. The results of the analysis show that implied volatility index affect Argentina, Brazil, Mexico, Chili, Peru, Hungary, Poland, Turkey, Malaysia, Thailand and Indonesia stock markets through volatility increases.

Keywords: *Implied Volatility, Spillover Effect, GJR-GARCH Model, Emerging Markets*

JEL Classification: *G15, G17, C22.*

* Prof. Dr., İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Zonguldak Karaelmas Üniversitesi

** Arş. Gör., İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Zonguldak Karaelmas Üniversitesi

1. Giriş

Ülkelerin ekonomik ve finansal açısından bütünleşmesi son yıllarda bu konu üzerine yapılan çalışmaların artmasını sağlamıştır. İletişim teknolojisindeki gelişmeler ve ticaret kotalarının kaldırılmasıyla birlikte küreselleşmenin artması, ülkelerin finansal piyasaları arasındaki bütünleşmeyi arttırmıştır. Finansal piyasaların bütünleşmesi ülkeler açısından birçok avantaj sağlarken olumsuz yönleri de mevcuttur. ABD finansal piyasalarında 1987 yılının Ekim ayında yaşanan çöküş dünya genelinde ülkelerin finansal piyasalarını olumsuz bir şekilde etkilemiştir. Benzer şekilde 1997 yılında Tayland'da yaşanan finansal kriz hızlı bir şekilde Endonezya, Malezya, Filipinler ve Güney Kore'ye sıçramış, 1997 yılının ortalarında Doğu Asya krizi dünya genelinde finansal ve ekonomik kriz haline dönüşmüştür (Alkulaib, Najand vd., 2009). Son yıllarda ABD konut kredilerinde yaşanan olumsuz gelişmelerle ortaya çıkan krizin tüm ülkeleri etkisi altına alması ülkelerin finansal piyasalarının bütünleşik olmasından kaynaklandığı görüşünü desteklemektedir.

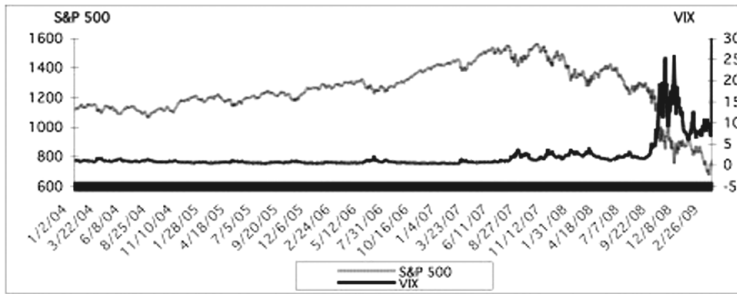
Literatürde yer alan çalışmalarda bir ülkenin hisse senedi piyasasındaki volatilite'nin diğer bir ülkenin hisse senedi piyasasındaki volatiliteyi etkilemesi volatilite yayılma etkisi (volatility spillover effects) olarak adlandırılmaktadır. Volatilite yayılma etkisi portföy oluştururken optimal varlık tahsisine karar verme, korunma stratejisi geliştirme ve varlıkları fiyatlandırma gibi finansal karar verme süreçlerinde ve finansal piyasaların entegrasyonunu belirlemede önemli bir yere sahiptir (Verma ve Ozuna, 2007: 63). Finansal piyasaların volatilitesinde yaşanan yayılma etkisi piyasaların varyansındaki nedenselliği araştıran çalışmalara olan ilgiyi arttırmıştır. Kanas ve Kouretas (2003) finansal piyasaların varyansındaki nedenselliğin önemini sıralarken bilgiye odaklanmıştır. Buna göre piyasaların varyansındaki değişimler piyasaya yeni gelen bilgiye tepki olarak oluşmaktadır. Benzer şekilde Ross (1989) ve Engle, Ito, vd. (1990) arbitraj imkanı olmayan piyasalarda varyanstaki değişimlerin piyasaya yönelik bilgi akışıyla ilişkili olduğunu belirtmişlerdir. Bundan dolayı bilgi akışı ve volatilite arasındaki ilişki finansal zaman serileri arasında varyansta nedenselliği açıklamak için kullanılmaktadır. Ayrıca varyansta nedensellik ilişkisi finansal varlıkların fiyat oluşumundaki özellikleri yansıtmaya olanak sağlamaktadır.

Gözlenen opsiyon fiyatlarına (ve opsiyon fiyatlama modeline) bağlı olarak opsiyon fiyatları tarafından oluşturulan zımni volatilite (implied volatility) göstergesi gelecekteki volatiliteyi öngörmede yol gösterici özellik taşımaktadır. Özellikle zımni volatilitenin öngörü performansı GARCH tipi modellerin öngörü performansları ile karşılaştırılmış ve zımni volatilitenin daha üstün sonuçlar verdiği belirlenmiştir (Becker, Clements, vd., 2007). Örneğin Blair, Poon, vd. (2001) zımni volatilite endeksinin (Volatility Implied Index-VIX) S&P 100 volatilitesini öngörmede oldukça başarılı olduğunu belirtmiştir. Benzer şekilde Bali ve Weinbaum (2007) çalışmalarında VIX endeksinin S&P 500 volatilitesini öngörmede başarılı sonuçlar verdiğini belirlemiştir.

VIX, Chicago Opsiyon Borsası (Chicago Board of Options Exchange) tarafından vadesine 22 işlem günü kalmış parada olan S&P 100 endeksi Amerikan tipi alım ve satım opsiyonlarından hesaplanmış ve piyasanın zımni volatilitisini belirlemek için oluşturulan bir endekstir. VIX beklenen kar paylarının zamanını ve miktarını dikkate alan binomial değerlendirme yöntemine göre oluşturulur ve öngörülen volatilitiyi ölçmek için daha kesin bir sonuç ortaya çıkarır. VIX'te her bir opsiyon fiyatı yakın zamanda işlem gören alım/satım fiyatının ortalamasına göre hesaplanır böylelikle alım/satım fiyat oynamalarından kaynaklanan problem elemine edilmiş olur (Blair, Poon, vd., 2001). VIX endeksi Eylül 2003'ten itibaren S&P 500 endeks opsiyonlarına göre oluşturulmaktadır. Bu tarihten itibaren endeks hesaplanırken uzun vadeli Black-Scholes modeli dikkate alınmamakta ve S&P 500 üzerine yazılmış korunma amaçlı kullanılabilen daha likit opsiyonlara dayanmaktadır (Becker, Clements, vd., 2007).

VIX yıllık zımni volatilité endeksi olduğundan günlük zımni volatilité endeksinin oluşturulması gerekmektedir. Bu çalışmada, Blair, Poon, vd. (2001) ve Bali ve Weinbaum (2007) tarafından kullanılan $VIX\sqrt{252}$ formülü ile günlük zımni volatilité endeksi hesaplanmıştır. Şekil 1'de S&P 500 ve VIX endeksinin 2004 ile 2009 yılları arasındaki seyri yer almaktadır. S&P 500 endeksi 2004 ile 2007 yılları arasında artış trendi göstererek sürekli artarken, VIX S&P 500 endeksindeki artış trendine paralel olarak 2004 ile 2007 yılları arasında durağan bir seyir izlemiştir. Bununla birlikte 2007 yılından itibaren S&P 500 endeksi azalma trendine girmiş ve buna bağlı olarak zımni volatilité endeksi artmaya başlamış ve bu artış trendi 2008 yılına kadar devam etmiştir. 2008 yılında ABD'de başlayıp tüm dünyayı etkisi altına alan küresel kriz S&P 500 endeksinde önemli azalışa neden olurken, zımni volatilité endeksinin de önemli bir şekilde arttırdığı görülmektedir.

Şekil 1: S&P 500 ve VIX Endeksi



Kaynak: www.finance.yahoo.com (Erişim Tarihi: 20/03/2009)

Literatürde zımni volatilité endeksinin S&P 500 endeksi ile olan ilişkisini araştıran çok sayıda çalışma olmasına rağmen VIX ile gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi araştıran çok az sayıda çalışma mevcuttur. VIX, S&P 500 endeksinin volatilitésini öngörmeye iyi bir araç ise ve S&P 500 endeksinin gelişmekte

olan ülkelerin hisse senedi piyasaları ile etkileşim içinde olup bu piyasaları etkilediği göz önünde bulundurulursa, VIX'in gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarındaki volatilitiyi öngörmeye başarılı olması beklenebilir. Bu amaçla bu çalışmada VIX'in gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarına ne yönde bir etki yaptığı araştırılacaktır.

2. Literatür Özeti

Küreselleşmenin etkisi ile birlikte finansal piyasalar arasındaki entegrasyon artmış ve bir piyasada yaşanan dalgalanma başka bir ülkenin hisse senedi piyasasını etkiler konuma gelmiştir. Özellikle gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasalarında yaşanan gelişmeler gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarına yön çizer duruma gelmiştir. Piyasalar arasındaki etkileşimin bu denli artması akademiye ve yatırımcıları piyasalar arasındaki olası ilişkileri daha fazla araştırmaya yöneltmiştir. Bu bölümde finansal piyasalar arasındaki etkileşimi araştıran çalışmalardan bir özet yer alacaktır.

Theodossiou, Kahya, vd. (1997) çalışmasında ABD, Japonya ve İngiltere hisse senedi piyasaları arasındaki dinamik ilişkileri çok değişkenli GARCH model ile araştırmıştır. Elde ettikleri sonuçlara göre, ABD hisse senedi piyasasından Japonya ve İngiltere hisse senedi piyasalarına yönelik ortalama getiride yayılma etkisi mevcutken, diğer bir ifadeyle ABD hisse senedi piyasasının getirisi Japonya ve İngiltere hisse senedi piyasasını etkilerken, bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında volatilitede nedensellik ilişkisi mevcut değildir. Hu, Chen, vd. (1997) çalışmasında ABD, Japonya, Hong Kong, Tayvan, Shanghai ve Shenzhen hisse senedi piyasaları arasındaki volatilité ilişkisini araştırmıştır. Cheung ve Ng (1996) tarafından geliştirilen nedensellik testini uygulayarak, Japonya hisse senedi piyasasının ABD hisse senedi piyasasını etkilediğini, ABD hisse senedi piyasası ile Hong Kong hisse senedi piyasası arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi olduğunu belirlemişlerdir. Ayrıca Tayvan, Shanghai ve Shenzhen hisse senedi piyasalarının ABD hisse senedi piyasasından etkilendiğini belirlemişler ve nedensellik ilişkisine göre oluşturulan GARCH modelin öngörü performansının arttığı sonucuna varmışlardır. Ng (2000) çalışmasında Hong Kong, Güney Kore, Malezya, Singapur, Tayvan ve Tayland hisse senedi piyasalarını bölgesel (Japonya) veya küresel (ABD) hisse senedi piyasalarının mı daha fazla etkilediği sorusunu araştırmıştır. Elde ettiği sonuçlara göre, bölgesel ve küresel faktörlerin Pasifik okyanusu ülkelerin hisse senedi piyasalarındaki volatilitiyi etkilediğini ve küresel piyasalarının etkisinin daha fazla olduğunu belirlemiştir. Ayrıca bölgesel ve küresel faktörlerin etkisinin piyasaların serbestleşme hareketlerinden sonra daha da arttığını ifade etmiştir.

Sola, Spagnolo, vd. (2002) çalışmalarında gelişmekte olan ülkelere Tayland, Güney Kore ve Brezilya hisse senedi piyasalarındaki volatilitede nedensellik ilişkisini Markov rejim değişim modeli ile araştırmışlardır. Yaptıkları analiz sonucunda Tayland ile Güney Kore hisse senedi piyasalarının volatilité açısından güçlü bir etkileşim için

de olduklarını ve karşılıklı olarak birbirlerini etkilediklerini belirlemişlerdir. Bununla birlikte, Güney Kore ile Brezilya hisse senedi piyasaları arasında zayıf bir volatilité ilişkisi bulunmuştur. Bala ve Premaratne (2003) çalışmasında Singapur, ABD, İngiltere, Hong Kong ve Japonya hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi vektör otoregresyon, GARCH ve çok değişkenli asimetrik GARCH modeller ile araştırmıştır. Elde ettiği sonuçlara göre, Singapur hisse senedi piyasası ile ABD, İngiltere, Hong Kong ve Japonya hisse senedi piyasaları arasında eş zamanlı volatilité ilişkisi mevcuttur. Bununla birlikte volatilitéde yayılma etkisine dair anlamlı ama zayıf bir ilişki mevcuttur. Abraham ve Seyyed (2006) çalışmasında Suudi Arabistan ve Bahreyn hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Eşbütünlük testine göre bu iki ülke hisse senedi piyasaları arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilememiştir. İki değişkenli koşullu volatilité modeline göre, Bahreyn hisse senedi piyasasından Suudi Arabistan hisse senedi piyasasına yönelik asimetri bilgi akışı mevcuttur.

Constantinou, Georgiades, vd. (2006) çalışmalarında Kıbrıs, Atina, Londra ve New York hisse senedi piyasaları arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Bu amaçla Cheung ve Ng (1996) tarafından geliştirilen iki aşamalı nedensellik testini uygulamışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, Kıbrıs ile Yunanistan, İngiltere ve ABD hisse senedi piyasaları arasında nedensellik ilişkisinin varlığını belirlemişlerdir. Özdemir ve Cakan (2007) ABD, Japonya, Fransa ve İngiltere hisse senedi piyasaları arasındaki dinamik ilişkiyi doğrusal ve doğrusal olmayan Granger nedensellik testi ile araştırmıştır. Elde ettiği sonuçlara göre, ABD ile diğer ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında iki yönlü doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi mevcuttur. Ayrıca ABD hisse senedi piyasası diğer hisse senedi piyasalarını etkilerken, Japonya ve Fransa hisse senedi piyasaları ABD hisse senedi piyasasının Granger nedeni olarak bulunamamıştır. Egert ve Kocenda (2007) çalışmalarında Macaristan, Çek Cumhuriyeti, Polonya, İngiltere, Almanya ve Fransa hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Granger nedensellik testine göre, getiri ve volatilité açısından hisse senedi piyasaları arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur. Genel olarak Doğu ve Batı Avrupa ülke borsaları kendi aralarında birbirlerini etkilerken, Batı Avrupa ülkelerindeki hisse senedi piyasalarından Doğu Avrupa ülkelerindeki hisse senedi piyasalarına yönelik getiri açısından yayılma etkisi belirlenmiştir. Benzer durum volatilité açısından da geçerlidir ve Batı Avrupa ülkelerinin borsaları Doğu Avrupa ülkelerinin borsalarını etkilemektedir.

Gebka ve Serva (2007), gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri incelerken Asya (Malezya, Güney Kore, Tayvan ve Tayland), Merkez ve Doğu Avrupa (Çek cumhuriyeti, Macaristan, Polonya ve Rusya) ve Latin Amerika (Arjantin, Brezilya, Şili ve Meksika) ülkelere ait veriler kullanmıştır. Bu ülkelerin hisse senedi piyasaları arasındaki yayılma etkisini bölge içi ve bölgeler arası olarak Cheung ve Ng tarafından geliştirilen iki aşamalı yöntem ile araştırmıştır. Elde ettiği so-

nuçlara göre dışsal faktörler dikkate alındığında (burada dışsal faktör ABD hisse senedi piyasasındaki gelişmeler olarak tanımlanmıştır) gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında nedensellik ilişkisi mevcuttur. Ayrıca aynı bölgedeki ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında da güçlü bir etkileşim söz konusudur. Verma ve Ozuna (2007), çalışmasında ABD, Brezilya, Şili ve Meksika hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi çok değişkenli EGARCH model ile araştırmıştır. Elde ettiği sonuçlara göre, ABD hisse senedi piyasalarından Meksika ve Şili hisse senedi piyasasına yönelik fiyat ve volatilitte yayılma etkisi tespit etmiş, fakat Brezilya için ilişki bulamamıştır. Ayrıca Meksika ve Şili hisse senedi piyasalarının kötü haberlere karşı daha duyarlı olduğunu belirlemiştir. Li ve Majerowska (2008), çalışmasında Polonya, Macaristan, Almanya ve ABD hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi çok değişkenli GARCH yöntemi ile araştırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, Polonya ve Macaristan hisse senedi piyasalarının Almanya ve ABD hisse senedi piyasalarından getiri ve volatilitte açısından etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır.

Harju ve Hussain (2008) çalışmasında ABD, İngiltere ve Almanya hisse senedi piyasalarının volatilitesi arasındaki ilişkiyi VAR-EGARCH model ile araştırmıştır. Elde ettiği sonuçlara göre, ABD hisse senedi piyasasının İngiltere ve Almanya hisse senedi piyasalarını etkilediğini belirlemişlerdir. Ayrıca İngiltere ve Almanya hisse senedi piyasaları gün içi yayılma etkisi belirlemişlerdir. Son olarak ABD hisse senedi piyasasının eş zamanlı olarak İngiltere ve Almanya hisse senedi piyasasını etkilediği sonucuna varmışlardır. Aktar (2009) çalışmasında Türkiye, Rusya ve Macaristan hisse senedi piyasaları arasındaki nedensellik ilişkisini araştırdığı çalışmasında eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testini uygulamıştır. Analiz sonuçlarına göre Türkiye ile Rusya arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcutken, Macaristan hisse senedi piyasasının Türkiye hisse senedi piyasasını etkilediğini belirlemiştir.

Lee (2009) çalışmasında Tayvan, Japonya, Singapur, Hindistan, Hong Kong ve Güney Kore hisse senedi piyasaları arasındaki volatilitte yayılma etkisini araştırmıştır. İki değişkenli GARCH model kullanarak Hindistan hisse senedi piyasasının diğer ülkelerin hisse senedi piyasaları ile ilişkisiz olduğunu, bununla birlikte Tayvan, Japonya, Singapur, Hong Kong ve Güney Kore hisse senedi piyasalarının birbirleri ile etkileşim içinde olduğunu belirlemiştir. Alkulaib, Najand, vd. (2009) çalışmasında Orta Doğu ve Kuzey Afrika'da (MENA) yer alan 12 ülkenin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Bu amaçla Bahreyn, Mısır, Ürdün, Kuveyt, Lübnan, Fas, Oman, Katar, Suudi Arabistan, Tunus, Türkiye ve Birleşik Arap Emirlikleri'nin günlük hisse senedi endeks fiyatlarını kullanmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, Akdeniz bölgesi ve doğu Körfez Arap ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasında güçlü bir ilişki mevcuttur. Özellikle Türkiye ile Lübnan hisse senedi piyasaları karşılıklı olarak birbirini etkilemektedir. Bununla birlikte Kuzey Afrika bölgesindeki ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında volatilitte açısından etkileşim söz konusu değildir.

3. Kullanılan Yöntem ve Teknikler

Çalışmada VIX'in gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasasının volatilitesi üzerindeki etkisi GARCH tipi model ile araştırılacağından bu bölümde GARCH tipi modeller hakkında teorik bilgi verilmiştir.

3.1. GJR-GARCH Model

Geleneksel ekonometrik modellerde hata teriminin varyansının sabit olduğu varsayılır. Bununla birlikte, birçok finansal zaman serisinde düşük volatilité dönemi yüksek volatilité dönemi takip etmekte ve bu durum volatilité kümelenmesi olarak adlandırılmaktadır. Serilerde volatilité kümelenmesinin varlığı ise sabit varyans varsayımının geçerliliğinin kaybolmasına neden olmaktadır (Enders, 2004). Bu amaçla Engle (1982) çalışmasında finansal zaman serilerinde volatilité kümelenmesini modellemek için otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modelini geliştirmiştir. Bollerslev (1986) ise volatilité modeline koşullu varyansı ekleyerek genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modelini geliştirmiştir. GARCH model aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\begin{aligned} r_t &= \mu_t + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t \setminus (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, r_{t-1}, r_{t-2}, \dots) &\sim \text{GED}(0, h_t) \quad (1) \\ h_t &= \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}^2 \end{aligned}$$

burada r_t endeks getirisini, μ_t r_t 'nin koşullu ortalamasını, h_t koşullu volatilitéyi göstermektedir ve $\omega > 0$, $\alpha_i, \beta_j \geq 0$ şeklindedir. Hisse getirilerinin koşullu hatasının normal dağılım göstermediği için GJR-GARCH modelinin koşullu hatasının genelleştirilmiş hata dağılımı (GED) gösterdiği varsayılmıştır. GARCH modelde α_i ve β_j toplamı bir şok karşısında volatilitédeki kalıcılığı vermektedir. Bu toplam bir olursa GARCH model bütünleşik genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (IGARCH) modeli olarak adlandırılır.

Finansal varlık fiyatlarının önemli bir özelliği kötü haberlerin volatilitéyi iyi haberlere göre daha fazla etkilemesidir. Birçok hisse senedi fiyatı için getiri ile gelecekteki volatilité arasında güçlü bir negatif ilişki söz konusudur. Getiri arttığında azalan volatilité ve getiri azaldığından artan volatilité kaldıraç etkisi olarak adlandırılmaktadır (Enders, 2004). Hisse senedi getirilerinde kaldıraç etkisini modellemek için literatürde iki farklı model geliştirilmiştir. Bunlar Nelson (1991) tarafından geliştirilen Üstsel GARCH (EGARCH) modeli ve Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993) tarafından geliştirilen GJR-GARCH (yazarların soyadlarının baş harfleri ile adlandırılmaktadır) modelidir. Çalışmada gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi endeksinde kaldıraç etkisinin varlığı GJR-GARCH model ile araştırılmıştır. GJR-GARCH model aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \mid (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, r_{t-1}, r_{t-2}, \dots) \sim \text{GED}(0, h_t) \quad (2)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^-$$

Denklem (2)'de $\varepsilon_t < 0$ olursa $I_t^- = 1$ değerini almakta diğer durumlarda sıfır olmaktadır. Bu modelde iyi haberlerin ($\varepsilon_{t-i} > 0$) ve kötü haberlerin ($\varepsilon_{t-i} < 0$) koşullu varyans üzerindeki etkisi farklıdır, iyi haberlerin etkisi α_i ile elde edilirken kötü haberlerin etkisi $\alpha_i + \gamma_i$ değerine eşittir. Denklemde $\gamma_i > 0$ ise kötü haberler volatilitiyi arttırmaktadır ve burada kaldıraç etkisinin varlığından söz edilebilir. Eğer $\gamma_i \neq 0$ ise piyasaya gelen haberler volatilité üzerinde asimetric bir etki oluşturmaktadır.

Zimni volatilité endeksinin gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarındaki volatilitiyi ne yönde etkilediğini belirleyebilmek için Denklem (2)'nin volatilité denklemine VIX'in gecikmeli değerleri eklenmiştir.¹ Oluşturulan model aşağıdaki gibi gösterilir:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \mid (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, r_{t-1}, r_{t-2}, \dots) \sim \text{GED}(0, h_t) \quad (3)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^- + \delta \text{VIX}_{t-1}^2$$

Denklem (3)'te δ parametre değeri VIX'in hisse senedi piyasasının volatilitesi üzerindeki etkisini göstermektedir. δ tahmin değeri istatistikî olarak anlamlı ve sıfırdan büyük olarak elde edilirse VIX'teki artışın gelişmekte olan ülkenin hisse senedi piyasasının volatilitesini arttırdığı söylenebilir.

4. Veri ve Analiz Sonuçları

Çalışmada VIX'in gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisini araştırırken 02/01/2004 ile 17/03/2009 tarihleri arasında günlük veriler kullanılmıştır. Gelişmekte olan ülkelere Güney Amerika (Arjantin, Brezilya, Şili, Meksika ve Peru), Doğu Avrupa (Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Rusya ve Türkiye) ve Asya (Endonezya, Kore, Malezya, Tayvan ve Tayland) ülkelerine ait hisse senedi fiyat endeksleri MSCI-Barra'dan, zimni volatilité endeksi olan VIX www.finance.yahoo.com internet adresinden temin edilmiştir. Gelişmekte olan ülkelere ait hisse senedi fiyat endeksleri $r_t = 100 \times \ln(p_t/p_{t-1})$ formülü ile getiri serisine dönüştürülmüş ve analizlerde getiri serisi üzerinden çalışılmıştır. Gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasası getirilerine ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de verilmiştir. Tablo 1'deki so-

¹ Çalışmada volatilité yayılma etkisi bir haftalık dönem için incelendiğinden VIX'in beş gecikmeye kadar olan değerleri volatilité denklemine eklenmiş ve istatistikî açıdan anlamlılığı araştırılmıştır.

nuçlara göre, ele alınan dönem içinde en yüksek ortalama günlük getiri Brezilya hisse senedi piyasasından elde edilirken, standart sapma değerlerine göre volatilitesi en yüksek Rusya hisse senedi piyasası olarak belirlenmiştir. Normallik testi sonucuna ve basıklık değerlerine göre ülkelere ait getiri serileri normal dağılmamakta ve dağılımın kalın kuyruklu olduğu görülmektedir. Ayrıca ARCH testine göre gelişmekte olan ülkelerin getiri serileri koşullu değişen varyansa sahiptir.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler (Ocak 2004 ile Mart 2009 Dönemi)

	n	Ortalama	Std. Sapma	Çarpıklık	Aşırı Basıklık	Jarque-Bera	LM (5)	Q(5)	Qs(5)
Arjantin	1309	0.004	2.392	-0.779	7.692*	3359.237*	64.582*	10.225	491.098*
Brezilya	1309	0.061	2.698	-0.408	7.417*	3036.773*	139.01*	10.975	726.280*
Çek Cum.	1309	0.060	2.159	-0.435	14.875*	12108.820*	55.504*	25.446*	449.421*
Endonezya	1309	0.032	2.202	-0.567	7.675*	3282.993*	23.853*	24.323*	181.351*
Kore	1309	0.007	2.256	-0.239	20.584*	23122.280*	42.416*	8.942*	218.100*
Macaristan	1309	-0.022	2.485	-0.310	12.259*	8217.293*	49.076*	48.593*	389.994*
Malezya	1309	0.006	1.102	-1.058	11.782*	7815.632*	12.643*	21.087*	82.274*
Meksika	1309	0.032	1.935	-0.054	7.663*	3203.475*	93.301*	16.260*	709.339*
Peru	1309	0.048	2.274	-0.395	5.884*	1922.624*	50.170*	16.021*	360.040*
Polonya	1309	-0.007	2.198	-0.827	10.071*	5681.645*	34.733*	10.144	210.087*
Rusya	1309	-0.009	2.830	-0.613	17.096*	16023.760*	31.946*	18.581*	234.646*
Şili	1309	0.035	1.582	-0.247	15.532*	13170.890*	99.835*	10.522	681.766*
Tayland	1309	-0.029	1.875	-1.090	12.953*	9409.504*	29.121*	10.548	178.429*
Tayvan	1309	-0.027	1.663	-0.376	3.167	577.810*	29.685*	17.060*	175.836*
Türkiye	1309	-0.010	2.765	-0.304	3.389*	646.562*	29.203*	5.205	190.956*

Not: Jarque-Bera normallik testini, LM(.) ARCH testini, Q(.) ve Q_s (.) getiri serileri ve getiri serilerinin kareleri için Box-Pierce otokorelasyon testini ifade etmektedir. * işareti %1 önem düzeyinde ilgili testin sıfır hipotezinin ret edildiğini göstermektedir.

Tablo 2'deki sonuçlara göre, ele alınan dönem içinde gelişmekte olan ülkelerin endeks getirileri arasındaki korelasyon katsayıları pozitif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Bununla birlikte aynı bölgede yer alan ülkelerin getirileri arasındaki korelasyon katsayıları daha yüksektir. Örneğin Arjantin hisse senedi piyasasının aynı bölgeyi paylaştığı Brezilya, Şili ve Meksika hisse senedi piyasası ile daha yüksek korelasyon katsayısına sahip olduğu görülmektedir. Benzer durum Doğu Avrupa'da yer alan ülkeler içinde geçerlidir. Çek Cumhuriyeti hisse senedi piyasasının Polonya, Macaristan, Rusya ve Türkiye ile daha yüksek korelasyon katsayısına sahiptir.

Tablo 2: Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Korelasyon

Ülkeler	Arjantin	Brezilya	Şili	Çek Cum.	Endonezya	Kore	Macaristan	Malezya	Meksika	Peru	Polonya	Rusya	Tayvan	Tayland	Türkiye
Arjantin	1.000														
Brezilya	0.686*	1.000													
Şili	0.540*	0.666*	1.000												
Çek Cum.	0.437*	0.528*	0.508*	1.000											
Endonezya	0.285*	0.313*	0.293*	0.405*	1.000										
Kore	0.260*	0.372*	0.322*	0.420*	0.514*	1.000									
Macaristan	0.445	0.524	0.476	0.664	0.337	0.384	1.000								
Malezya	0.220*	0.276*	0.291*	0.354*	0.518*	0.517*	0.328*	1.000							
Meksika	0.580*	0.780*	0.649*	0.499*	0.282*	0.356*	0.522*	0.242*	1.000						
Peru	0.590*	0.650*	0.531*	0.503*	0.319*	0.289*	0.485*	0.277*	0.611*	1.000					
Polonya	0.438*	0.524*	0.486*	0.707*	0.371*	0.397*	0.713*	0.324*	0.521*	0.485*	1.000				
Rusya	0.435*	0.533*	0.448*	0.626*	0.371*	0.459*	0.542*	0.347*	0.488*	0.460*	0.587*	1.000			
Tayvan	0.249*	0.301*	0.243*	0.363*	0.514*	0.672*	0.331*	0.490*	0.247*	0.245*	0.344*	0.371*	1.000		
Tayland	0.319*	0.374*	0.364*	0.404*	0.494*	0.433*	0.333*	0.424*	0.350*	0.338*	0.356*	0.344*	0.410*	1.000	
Türkiye	0.414*	0.551*	0.472*	0.566*	0.374*	0.406*	0.569*	0.371*	0.523*	0.488*	0.614*	0.558*	0.389*	0.359*	1.000

Not: * işareti %1 önem düzeyinde anlamlı korelasyon katsayısını göstermektedir.

Değişkenlere ait serilerin bütünleşme dereceleri Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen birim kök testi ile araştırılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 3'te verilmiştir. Phillips-Perron birim kök testi sabit terimli ve sabit terim ve trendli model olmak üzere iki farklı model spesifikasyonu üzerinden yapılmıştır. Tablo 3'teki birim kök testi sonuçlarına göre serilerin tümü için sıfır hipotez %1 önem düzeyinde ret edilmiştir. Sıfır hipotezin ret edilmesi serilerin birim kök içermediğini ve düzey değeri itibari ile analizlerde kullanılabileceğini göstermektedir.

Tablo 3: Phillips-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

	Sabitli	Sabit ve Trendli		Sabitli	Sabit ve Trendli
VIX	-3.692*	-4.678*	Meksika	-32.504*	-32.620*
Arjantin	-35.600*	-35.722*	Peru	-33.569*	-33.563*
Brezilya	-34.420*	-34.435*	Polonya	-33.704*	-33.884*
Çek Cum.	-33.545*	-33.711*	Rusya	-33.222*	-33.313*
Endonezya	-31.898*	-31.932*	Şili	-33.678*	-33.707*
Kore	-34.909*	-34.975*	Tayland	-35.769*	-35.791*
Macaristan	-31.652*	-31.719*	Tayvan	-35.309*	-35.283*
Malezya	-32.738*	-32.785*	Türkiye	-34.316*	-34.378*

Not: * işareti değişkenin %1 önem düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir.

Phillips-Perron birim kök testine göre VIX endeksi durağan olarak bulunmasına rağmen endeksin ele alınan dönem içindeki seyri incelendiğinde 2008 yaz döneminde kırılma gözlenmektedir. Endekste kırılmanın var olup olmadığını ve varsa kırılma dönemini tam olarak belirleyebilmek amacıyla VIX endeksine Zivot ve Andrews (ZA) (1992) ile Lee ve Strazicich (LS) (2004) tarafından geliştirilen yapısal kırılma testleri uygulanmıştır.² Tablo 4'teki sonuçlara göre, ZA testinden elde edilen test istatistikleri mutlak değer olarak kritik değerlerden küçük elde edilmiştir. Bununla birlikte sabit ve trendde kırılmanın varlığını araştıran LS testi sonucuna göre VIX endeksinde 05/09/2008 tarihinde kırılmanın varlığı tespit edilmiştir. Sabit ve trendde kırılmayı araştıran model spesifikasyonu için test istatistiği -4.651 olarak bulunmuş ve mutlak değer olarak %5 önem düzeyindeki kritik değerden büyük elde edilmiştir. Test istatistiğinin kritik değerden büyük elde edilmesi serinin yapısal kırılma ile birlikte durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 4: VIX Endeksi için Yapısal Kırılma Testi Sonuçları

	ZA Testi		LS Testi	
	Sabitte Kırılma	Sabit ve Trendde Kırılma	Sabitte Kırılma	Sabit ve Trendde Kırılma
Test İstatistiği	-4.372 (5)	-4.293 (5)	-2.963 (7)	-4.651 (7)
Kırılma Tarihi	05/06/2008	28/11/2007	06/06/2008	05/09/2008
Kritik Değerler				
%1	-5.43	-5.57	-4.23	-5.11
%5	-4.80	-5.08	-3.56	-4.50
%10	-4.58	-4.82	-3.21	-4.21

Not: Parantez içerisindeki değerler optimal gecikme sayısını göstermektedir.

Altınay ve Karagol (2004 ve 2005) seride yapısal kırılmanın varlığı durumunda durağanlığı sağlamak amacıyla serinin farkının alınmasının yanıltıcı sonuçlar verebileceğini tartışmışlardır. Altınay ve Karagol (2004) serinin yapısal kırılma ile birlikte durağanlık koşulunu sağlaması durumunda fark alma işlemi yerine seriden yapısal kırılmanın etkisinin arındırılması gerektiğini belirtmişlerdir. Benzer yöntem takip edilerek VIX endeksinden yapısal kırılmanın etkisi aşağıdaki model ile arındırılmıştır.³

$$VIX_t = \omega + \theta DU_t + \kappa DT_t + \tilde{VIX}_t \quad (4)$$

burada DU_t serinin sabit teriminde kırılmayı, DT_t trendinde kırılmayı göstermektedir. ise yapısal kırılmanın etkisinden arındırılmış endeks değeridir.

² Yer kazanmak açısından bu testlere ilişkin teorik bilgi verilmemiştir. Her iki test için sıfır hipotezinin ret edilmesi serinin yapısal kırılma ile durağan olduğunu göstermektedir.

³ Serilerde yapısal kırılmanın varlığı durumunda izlenebilecek bir diğer yol örneklem setini kırılma tarihine göre ikiye ayırmak olacaktır. Bununla birlikte çalışmada kırılma tarihi 05/09/2008 olarak belirlenmiş ve bu tarihe göre örneklem ikiye ayrıldığında ikinci dönem için sadece 130 gözlem yer almaktadır. Örnekleme iki döneme ayırdığımızda özellikle ikinci dönem için birçok ülkeye ait hisse senedi getirileri serilerinde koşullu değişen varyansın varlığı tespit edilememiştir. Bu nedenle çalışmada VIX endeksi yapısal kırılmanın etkisinden arındırılmış ve piyasalar üzerindeki etkisi araştırılmıştır.

VIX'in geliřmekte olan ÷lkelerin hisse senedi piyasasını ne y÷nde etkilediđini ve bu ÷lkelerin hisse senedi piyasalarının volatilitelerini arttırıp arttırmadığını belirleyebilmek için ilk olarak ÷lkelere ait endeks getirileri GJR-GARCH model ile tahmin edilmiştir. Daha sonraki aşamada GJR-GARCH modele VIX'in ve yapısal kırılmanın etkisinden arındırılmış 'in gecikmeli deđerleri eklenerek volatilitte üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Güney Amerika ÷lkeleri için elde edilen sonuçlar Tablo 4'te verilmiştir.

Ortalama denklemi için en uygun AR ve MA parametreleri Schwarz bilgi kriterine ve hata terimleri ile testlere göre belirlenmiştir. Ayrıca getiri serilerinin hata terimleri normal dağılım göstermediđi için model tahmininde genelleştirilmiş hata dağılımı (GED) kullanılmıştır. Tablo 5'deki yapısal kırılmanın varlığı dikkate alınmadan elde edilen sonuçlara göre Peru dışındaki Güney Amerika ÷lkeleri için Á parametresi pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç bu ÷lkelerin volatilitesinde kaldıraç etkinin var olduğunu göstermekte ve piyasaya gelen kötü haberlerin volatiliteyi daha fazla arttırdığı gör÷lmektedir. GED parametre tahminlerinin istatistiki olarak anlamlı ve 2'den küçük elde edilmesi hata terimlerinin dağılımının kalın kuyruklu olduğunu göstermektedir. Volatilitte denkleminde VIX'in bir gecikmeli deđerı tüm ÷lkeler için pozitif olarak bulunmuş fakat sadece Brezilya, řili ve Peru için %10 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Zımnı volatilitte endeksindeki yapısal kırılmanın varlığını dikkate alan model sonuçlarına göre, beř geliřmekte olan ÷lke için VIX'in bir gecikmeli deđerı pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuca göre zımnı volatilitte endeksi yayılma etkisi göstererek Arjantin, Brezilya, Meksika, řili ve Peru hisse senedi piyasalarını etkileyerek volatiliteyi arttırıcı yönde etki yapmaktadır ve etkinin büyüklüğü Arjantin için daha fazladır. Ülkelere ait modellerin hata terimleri ile ilgili testler sonucunda varsayımsal bir sorunun olmadığı gör÷lmektedir.

Tablo 5: Güney Amerika Ülkeleri için Model Sonuçları

Zimni Volatilité	Arjantin		Brezilya		Meksika		Şili		Peru	
	VIX_t	\tilde{VIX}_t	VIX_t	\tilde{VIX}_t	VIX_t	\tilde{VIX}_t	VIX_t	\tilde{VIX}_t	VIX_t	\tilde{VIX}_t
Sabit	0.109**	0.105**	0.136**	0.134**	0.101*	0.102**	0.092*	0.086**	0.140*	0.134*
AR(1)	0.022	0.020	0.087*	0.083*			0.113*	0.115*	0.081*	0.082*
MA(1)					0.107*	0.103*				
ω	0.317*	0.246*	0.236*	0.157*	0.070*	0.048*	0.057*	0.043*	0.054***	0.021
α	0.025	0.013	-0.035***	-0.021	-0.010	-0.013	0.021	0.008	0.061**	0.047***
β	0.766*	0.777*	0.817*	0.867*	0.865*	0.879*	0.827*	0.843*	0.878*	0.899*
γ	0.199*	0.198*	0.205*	0.158*	0.185*	0.172*	0.150*	0.153*	0.047	0.049
δ	0.088	0.302**	0.216**	0.252*	0.040	0.099*	0.045***	0.101*	0.067***	0.138*
ν	1.435*	1.478*	1.606*	1.620*	1.535*	1.567*	1.544*	1.571	1.393*	1.410*
Log-lik	-2723.5	-2719.2	-2847.5	-2848.4	-2372.4	-2367.8	-2107.5	-2101.8	-2650.6	-2646.1
LM (5)	0.350 [0.882]	0.479 [0.792]	0.832 [0.526]	0.790 [0.556]	0.353 [0.880]	0.266 [0.931]	0.717 [0.579]	1.496 [0.187]	0.862 [0.505]	0.718 [0.609]
Q (20)	16.857 [0.600]	16.475 [0.625]	25.914 [0.133]	25.657 [0.140]	16.071 [0.653]	16.324 [0.636]	29.292 [0.062]	28.695 [0.071]	22.013 [0.284]	20.979 [0.338]
Q _s (20)	10.426 [0.942]	11.107 [0.920]	18.146 [0.513]	13.163 [0.830]	12.731 [0.852]	11.046 [0.922]	30.316 [0.048]	16.109 [0.650]	22.553 [0.258]	17.904 [0.529]

Not: ν GED dağılım parametre tahminini, LM(.) ARCH testini, Q(.) ve Q_s (.) hata terimleri ve hata terimlerinin kareleri için Box-Pierce otokorelasyon testini ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ilgili test istatistiğinin olasılık değerleridir. *, ** ve *** işaretleri %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 6'da Doğu Avrupa ülkeleri için model sonuçları yer almaktadır. Tahmin sonuçlarına göre tüm ülkeler için γ parametresinin pozitif ve istatistikî olarak anlamlı elde edilmesi piyasaya gelen kötü haberlerin volatilitéyi daha fazla arttırdığını göstermektedir. GED parametresinin istatistiki olarak anlamlı ve 2'den küçük olarak tahmin edilmesi hata terimlerinin kalın kuyruklu dağılım gösterdiğini belirtmektedir. Zimni volatilité endeksindeki yapısal kırılma dikkate alınmadan elde edilen sonuçlara göre, tüm ülkeler için VIX'in gecikmeli değeri pozitif olarak tahmin edilmesine karşın sadece Çek Cumhuriyeti, Rusya ve Türkiye için %10 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlı elde edilmiştir. Bununla birlikte yapısal kırılma dikkate alındığında VIX'in gecikmeli değeri Çek Cumhuriyeti ve Rusya dışındaki tüm ülkeler için pozitif ve istatistikî olarak anlamlı bulunmuştur. VIX'in tahmin değerlerine bakıldığında Türkiye hisse senedi piyasası üzerindeki etkisinin daha fazla olduğu görülmektedir. Ayrıca ülkelere ait modellerin hata terimleri ile ilgili ARCH ve otokorelasyon testleri sonucunda %1 önem düzeyinde varsayımsal bir sorun tespit edilememiştir.

Tablo 6: Doğu Avrupa Ülkeleri için Model Sonuçları

Zimni Volatilité	Çek Cum.		Macaristan		Polonya		Rusya		Türkiye	
	VIX_t	\tilde{VIX}_t	VIX_t	\tilde{VIX}_t	VIX_t	\tilde{VIX}_t	VIX_t	\tilde{VIX}_t	VIX_t	\tilde{VIX}_t
Sabit	0.139*	0.140*	0.121**	0.118**	0.077***	0.070***	0.149**	0.149*	0.098	0.106
AR(1)			0.066**	0.067**					0.055***	0.058*
MA(1)	0.085*	0.086*								
ω	0.143*	0.127*	0.109*	0.083**	0.120*	0.082*	0.166*	0.151*	0.542*	0.361*
α	0.035***	0.039***	0.046**	0.035**	0.006	-0.004	0.036	0.038	0.006	0.028
β	0.781*	0.818*	0.861*	0.873*	0.891*	0.903*	0.815*	0.835*	0.746*	0.804*
γ	0.177*	0.155*	0.092*	0.082*	0.107*	0.099*	0.166*	0.150*	0.195*	0.135*
δ	0.075***	0.062	0.049	0.163**	0.033	0.139*	0.083***	0.102	0.270*	0.380*
ν	1.473*	1.477*	1.548*	1.582*	1.465*	1.485*	1.163*	1.177*	1.590*	1.612*
Log-lik	-2428.1	-2431.1	-2681.1	-2679.1	-2622.4	-2616.2	-2719.9	-2721.2	-3020.2	-3021.9
ARCH	0.179	0.196	0.881	0.601	1.767	1.824	0.750	0.776	0.650	1.022
(5)	[0.948]	[0.940]	[0.487]	[0.699]	[0.116]	[0.105]	[0.586]	[0.567]	[0.661]	[0.403]
Q (20)	18.247	17.561	29.727	30.151	18.232	17.072	22.216	21.192	27.835	26.025
	[0.506]	[0.552]	[0.055]	[0.050]	[0.572]	[0.648]	[0.329]	[0.386]	[0.087]	[0.129]
Q _s (20)	32.562	26.390	24.831	20.917	25.124	25.034	22.270	23.451	11.714	14.290
	[0.027]	[0.120]	[0.166]	[0.341]	[0.197]	[0.200]	[0.319]	[0.267]	[0.919]	[0.767]

Not: ν GED dağılım parametre tahminini, LM(.) ARCH testini, Q(.) ve Q_s (.) hata terimleri ve hata terimlerinin kareleri için Box-Pierce otokorelasyon testini ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ilgili test istatistiğinin olasılık değerleridir. *, ** ve *** işaretleri %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 7’de Güneydoğu Asya ülkeleri için tahmin sonuçları yer almaktadır. Tahmin sonuçlarına göre, γ parametresi tüm ülkeler için istatistikî olarak anlamlı bulunmuştur. Bu ülkeler için γ parametre tahminin anlamlı ve pozitif bulunması kaldıraç etkisinin varlığını göstermektedir. Zimni volatilité endeksindeki yapısal kırılmanın varlığı dikkate alınmadan elde edilen model sonuçlarına göre, VIX’in gecikmeli değeri Güney Kore, Tayland, Tayvan ve Endonezya için pozitif ve istatistikî olarak anlamlı elde edilmesi ABD piyasalarından bu ülkelere volatilité yayılma etkisinin var olduğunu göstermektedir. Yapısal kırılmanın varlığı dikkate alındığında ise, zimni volatilité endeksinin Malezya, Tayland ve Endonezya hisse senedi piyasalarının volatilitésini arttırdığı gözlemlenmektedir. Etkinin büyüklüğü incelendiğinde Endonezya hisse senedi piyasasının volatilitésini daha fazla arttırdığı görülmektedir. GED parametre tahmin değerinin istatistikî olarak anlamlı ve 2’den küçük elde edilmesi hata terimlerinin kalın kuyruklu dağılım gösterdiğini belirtmektedir. Ayrıca modellerden elde edilen hata terimleri için yapılan testler sonucunda %1 önem düzeyinde varsayımsal bir sorun belirlenmemiştir.

Tablo 7: Güneydoğu Asya Ülkeleri için Model Sonuçları

Zimni Volatilité	Güney Kore		Malezya		Tayland		Tayvan		Endonezya	
	VIX_t	\sqrt{VIX}_t	VIX_t	\sqrt{VIX}_t	VIX_t	\sqrt{VIX}_t	VIX_t	\sqrt{VIX}_t	VIX_t	\sqrt{VIX}_t
Sabit	0.101*	0.100*	0.032	0.212	-0.023	-0.023	0.033	0.040	0.123*	0.119*
AR(1)			0.120	0.321*	0.062**	0.059**				
AR(2)			0.569*	0.677*						
MA(1)			-0.004	-0.218*					0.101*	0.094*
MA(2)			-0.621*	-0.765*						
ω	0.066**	0.073*	0.010	0.005	0.334**	0.274*	0.100**	0.056*	0.338*	0.281*
α	-0.057	-0.004	0.072**	0.052**	0.056	0.048	-0.017	0.015	-0.003	0.013
β	0.810*	0.892*	0.887*	0.898*	0.648*	0.718*	0.829*	0.907*	0.678*	0.736*
γ	0.230*	0.147*	0.056***	0.067**	0.226**	0.198*	0.140*	0.079*	0.291*	0.244*
δ	0.227**	0.038	0.005	0.018***	0.134**	0.173**	0.113**	0.041	0.222*	0.288*
ν	1.335*	1.295*	1.188*	1.161*	1.201*	1.190	1.182*	1.167*	1.186*	1.170*
Log-lik	-2477.1	-2494.4	-1661.4	-1657.5	-2417.9	-2419.3	-2303.7	-2308.8	-2593.3	-2596.0
ARCH (5)	1.406 [0.230]	1.738 [0.122]	1.447 [0.186]	1.708 [0.129]	0.710 [0.651]	0.564 [0.727]	2.293 [0.043]	2.429 [0.033]	0.731 [0.599]	0.785 [0.559]
Q (20)	17.167 [0.607]	19.298 [0.503]	25.213 [0.066]	29.577 [0.020]	33.972 [0.019]	34.824 [0.015]	31.555 [0.048]	32.977 [0.034]	20.282 [0.381]	20.177 [0.384]
Q_s (20)	37.584 [0.007]	34.770 [0.021]	13.391 [0.610]	16.022 [0.451]	6.703 [0.996]	5.673 [0.997]	25.728 [0.186]	28.291 [0.103]	11.655 [0.901]	12.051 [0.883]

Not: ν GED dağılım parametre tahminini, LM(.) ARCH testini, Q(.) ve Q_s (.) hata terimleri ve hata terimlerinin kareleri için Box-Pierce otokorelasyon testini ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ilgili test istatistiğinin olasılık değerleridir. *, ** ve *** işaretleri %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir.

5. Sonuç

1980'li yıllardan itibaren başlayan ve 1990'lı yıllarda hız kazanan finansal serbestleşme politikalarına bağlı olarak ülkelerin finansal piyasaları arasındaki entegrasyon giderek artmaktadır. Finansal piyasaların bütünleşmesi ve birlikte hareket etmeleri piyasalar arasındaki etkileşimin yönünü ve büyüklüğünü araştıran çalışmaların artmasına neden olmuştur. Özellikle bu çalışmalar piyasalar arasındaki volatilitede yayılma etkisine odaklanmıştır.

VIX, Chicago Opsiyon Borsası tarafından oluşturulan ve S&P 500 endeksinin volatilitesi hakkında öncül bir gösterge niteliğinde olan endekstir. Literatürde yer alan birçok çalışma VIX'in S&P 500 endeksinin volatilitelerini öngörmeye iyi bir değişken olduğu yönünde birleşmektedir. Bununla birlikte VIX'in gelişmekte olan piyasalar üzerindeki etkisini araştıran çok az çalışma mevcuttur. Bu amaçla çalışmada zimni volatilité endeksinin gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarını ne yönde etkilediği GJR-GARCH model ile araştırılmıştır.

Elde edilen sonuçlar iki başlık altında incelenebilir. Bunlardan ilki, zimni volatilité endeksinde yapısal kırılmanın varlığını dikkate almadan elde edilen model sonuç-

larıdır. Bu sonuçlara göre, Peru dışındaki tüm ülkelerin hisse senedi endekslerinin koşullu varyansında kaldıraç etkisinin varlığı belirlenmiştir. Bu etkiye bağlı olarak piyasaya gelen kötü haberlerin volatilitiyi daha fazla arttırdığı sonucuna varılmıştır. Ayrıca, VIX'in Brezilya, Şili, Peru, Çek Cumhuriyeti, Rusya, Türkiye, Güney Kore, Tayland, Tayvan ve Endonezya hisse senedi piyasalarını etkileyerek volatilitisini arttırdığı sonucuna varılmıştır. İkinci olarak zımnî volatilité endeksindeki yapısal kırılmanın varlığı düzeltildikten sonra elde edilen model sonuçlarıdır. Bu sonuçlara göre ise, Peru dışındaki tüm gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarında kaldıraç etkisinin varlığı belirlenmiştir. Bununla birlikte VIX'in Arjantin, Brezilya, Meksika, Şili, Peru, Macaristan, Polonya, Türkiye, Malezya, Tayland ve Endonezya hisse senedi piyasalarını etkilediğini ve bu ülkelerin hisse senedi piyasası volatilitisini arttırdığı belirlenmiştir. Bu sonuçlar bu ülkelerin hisse senedi piyasalarına yatırım yapacak yatırımcılar ve bu ülkelerin hisse senedi piyasasındaki volatilitiyi tahminlemeye yönelik çalışmalarda bulunan araştırmacılara yol gösterici özellik taşıyacaktır.

Kaynakça

1. Abraham, A. ve Seyyed, F. J.. (2006). Information Transmission between the Gulf Equity Markets of Saudi Arabia and Bahrain. *Research in International Business and Finance*, 20: 276-285.
2. Aktar, I.. (2009). Is There any Comovement between Stock Markets of Turkey, Russia and Hungary? *International Research Journal of Finance and Economics*, 29: 192-200.
3. Alkulaib, Y. A., Najand, M. ve Mashayekh, A.. (2007). Dynamic Linkages among Equity Markets in the Middle East and North African Countries. *Journal of Multinational Financial Management*, 19: 43-53.
4. Altinay, G. ve Karagol, E.. (2004). Structural Break, Unit Root, and the Causality between Energy Consumption and GDP in Turkey. *Energy Economics*, 26: 985-994.
5. Altinay, G. ve Karagol, E.. (2005). Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence from Turkey. *Energy Economics*, 27: 849-856.
6. Bala, L. ve Premaratne, G.. (2003). Stock Market Volatility: Examining North America, Europe and Asia. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=375380 (Erişim Tarihi: 27/03/2009).
7. Bali, T. G. ve Weinbaum, D.. (2007). A Conditional Extreme Value Volatility Estimator Based on High-Frequency Returns. *Journal of Economic Dynamics Control*, 31: 361-397.
8. Becker, R., Clements, A. E. ve White, S. I.. (2007). Does Implied Volatility Provide any Information Beyond that Captured in Model-Based Volatility Forecasts?. *Journal of Banking & Finance*, 31: 2535-2549.
9. Blair, B., Poon, S-H. ve Taylor, S. J.. (2001). Forecasting S&P 100 Volatility: The Incremental Information Content of Implied Volatilities and High-Frequency Index Returns. *Journal of Econometrics*, 105: 5-26.
10. Bollerslev, T.. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*. 31: 307-327.
11. Cheung, Y.W. ve Ng, L. K.. (1996). A Causality-in-Variance Test and Its Applications to Financial Market Prices. *Journal of Econometrics*. 72: 33-48.
12. Constantinou, E., Georgiades, R., Kazandjian, A. ve Kouretas, G. P.. (2006). Mean and Variance Causality between the Cyprus Stock Exchange and Major Equity Markets. *Investment Management and Financial Innovations*, 3: 104-119.
13. Egert, B. ve Kocenda, E.. (2007). Interdependence between Eastern and Western European Stock Market: Evidence from Intraday Data. *Economic Systems*, 31: 184-203.

14. Enders, W.. (2004). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley&Sons Inc., USA.
15. Engle, R. F.. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation. *Econometrica*, 50: 987–1008.
16. Engle, R. F., Ito, T. ve Lin, W.. (1990). Meteor Showers or Heat Waves? Heterokedastic Intra Daily Volatility in the Foreign Exchange Market. *Econometrica*, 58: 525-542.
17. Gebka, B. ve Serwa, D.. (2007). Intra – and Inter – Regional Spillovers between Emerging Capital Markets Around the World. *Research in International Business and Finance*, 21: 203-221.
18. Glosten, L. R., Jaganathan, R. ve Runkle, D. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, 48: 1779-1801.
19. Harju, K. ve Hussain, S. M.. (2008). Intraday Return and Volatility Spillovers Across International Equity Markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 22: 205-220.
20. <http://finance.yahoo.com>. (Eriřim Tarihi: 20/03/2009).
21. <http://www.msibarra.com>. (Eriřim Tarihi: 20/03/2009).
22. Hu, J. W-S., Chen, M-Y., Fok, R. C. W. ve Huang, B-W.. (1997). Causality in Volatility and Volatility Spillover Effects between US, Japan and Four Equity Markets in the South China Growth Triangular. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7: 351-367.
23. Kanas, A. ve Kouretas, G.. (2003). Mean and Variance Causality between Official and Parallel Currency Markets: Evidence from Four Latin American Countries. *Financial Review*, 37: 137-163.
24. Lee, J. ve Strazicich, M. C.. (2003). Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break. Appalachian State University Working Papers, No: 04-17: 1-15.
25. Lee, S. J. (2009). Volatility Spillover Effects among Six Asian Countries. *Applied Economics Letters*, 16: 501-508.
26. Li, H. ve Majerowska, E.. (2008). Testing Stock Market Linkages for Poland and Hungary: A Multivariate GARCH Approach. *Research in International Business and Finance*, 22: 247-266.
27. Nelson, D. B.. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59: 347–370.
28. Ng, A.. (2000). Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin. *Journal of International Money and Finance*, 19: 207-233.
29. Özdemir, Z. A. ve Cakan, E.. (2007). Non-linear Dynamic Linkages in the International Stock Markets. *Physica A*, 377: 173-180.

30. Phillips, P. C. ve Perron, P.. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75: 335-46.
31. Ross, S. A.. (1989). Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy. *Journal of Finance*, 44: 1-17.
32. Sola, M., Spagnolo, F. ve Spagnolo N.. (2002). A Test for Volatility Spillovers. *Economics Letters*, 76: 77-84.
33. Theodossiou, P., Kahya, E., Koutmos, G. ve Christofi, A.. (1997). Volatility Reversion and Correlation Structure of Returns in Major International Stock Markets. *The Financial Review*, 32: 205-224.
34. Verma, P. ve Ozuna. T.. (2007). International Stock Market Linkages and Spillovers: Evidence from Three Latin American Countries. *Latin American Business Review*, 8: 60-81.
35. Zivot, E. ve Andrews, W. K. D.. (1992). Further Evidence on the Great Crash, The Oil-Price Shock, and The Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 251-270.

