

Paper prepared for the
EY International Congress on Economics I
"EUROPE AND GLOBAL ECONOMIC REBALANCING"
Ankara, October 24-25, 2013



Gazi University – Department of Economics



EKONOMİK YAKLAŞIM
Quarterly Peer-Reviewed Scientific Journal
Department of Economics - Gazi University

**Kriz Döneminde Yükselen Piyasa Ekonomileri, Euro Bölgesi
ve ABD piyasaları Arasındaki Volatilité Yayılmasının
İncelenmesi :Varyansta-Granger-Nedensellik Testinden
Kanıtlar**

**[Volatility spillovers across the Euro area, the US and
emerging markets: Evidence from causality-in-variance
testing]**

Büberkökü Ö.¹

¹ FEAS, Çukurova University, Adana, Turkey

onderbuber@gmail.com

Kriz Döneminde Yükselen Piyasa Ekonomileri, Euro Bölgesi ve ABD piyasaları Arasındaki Volatilite Yayılmasının İncelenmesi :Varyansta-Granger-Nedensellik Testinden Kanıtlar

Büberkökü Ö.

Özet

Bu çalışmada kriz dönemi de dikkate alınarak Yükselen piyasa ekonomileri (Emerging markets, EM) , Euro bölgesi ve ABD piyasaları arasındaki volatilite yayılması (volatility spillover) incelenmiştir. Euro bölgesi ve EM için MSCI bölge endeksleri ,ABD içinse MSCI ülke endeksi kullanılmıştır. Volatilite yayılmasının tespitinde Cheung-Ng(1996) tarafından önerilen varyansta-Granger-nedensellik (Granger-causality-in-variance) testinden yararlanılmış ve bu amaçla AR(p)-EGARCH(p,q)-GED modeli kullanılmıştır. Çalışma bulguları , genel olarak, hem kriz öncesi dönemde hem de kriz dönemi dikkate alındığında ABD piyasalarındaki volatilitenin hem Euro hem de EM piyasalarını etkilediğini fakat bu piyasaların hiçbirinden etkilenmediğini göstermektedir. Ayrıca, EM piyasalarındaki volatilitenin her iki dönemde de Euro bölgesi volatilitesi üzerinde etkili olduğu fakat Euro bölgesindeki volatilitenin sadece kriz öncesi dönemde EM piyasalarını etkilediği anlaşılmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Volatilite yayılması, Finansal kriz, ABD, Euro bölgesi, Yükselen piyasa ekonomileri

JEL Sınıflandırması: G15,G11,F42

Volatility spillovers across the Euro area, the US and emerging markets: Evidence from causality-in-variance testing

Abstract

This study examines volatility spillovers across the Euro area, the US and emerging markets before and during the recent financial crisis period. To this end, the MSCI emerging, MSCI Euro and MSCI US indices are used. The dataset adopted herein consists of daily stock indices and covers the period from January 1, 2003 to April 30, 2013, comprising 2695 observations for each index. Cheung and Ng (1996) causality-in-variance test based on the AR(p)-EGARCH(p,q)-GED model is employed to examine volatility spillovers across these three markets. The results show that in both the pre-crisis period and the crisis period, there are volatility spillovers from the US market to the Euro area and emerging markets, but no such volatility spillovers from these two markets to the US. It is also found that volatility in emerging markets affected that in the Euro area in both periods, whereas the latter only significantly influenced emerging markets in the pre-crisis period. These results imply that the US market plays a dominant role in volatility spillovers and that country-specific shocks may be the main source of volatility for the US. Additionally, shocks originating in the Euro area in the crisis

period affects only domestic volatility. Furthermore, MSCI BRIC and MSCI Europe indices are also used to get more comprehensive results.

Keywords: Volatility spillover, Financial crisis, US, Euro area, Emerging markets

JEL classification: G15, G11, F42

1.GİRİŞ

Finansal serbestleşme, uluslararası sermaye hareketleri ve bilişim teknolojilerinin ulaştığı boyut, küresel bazda finansal piyasaların birbiri ile olan etkileşiminin (linkage) artması sonucunu doğurmuştur (Singh vd,2010).Bu süreçte, 2007-2008 Mortgage krizinin eklenmesi de piyasalar arasındaki etkileşimin incelenmesini önemli bir konu haline gelmiştir. Bu amaçla, finansal literatürde volatilité yayılması, yoğun olarak incelenen bir konudur.Çünkü bir piyasadaki diğer bir piyasaya doğru bilgi aktarımının (information transmission) ikinci momentle yani volatilité kanalı ile gerçekleştiği varsayılmaktadır (Ross,1989 ; Kyle,1985). Ayrıca, volatilité yayılması piyasaların birbirine entegre olma derecelerinin de bir göstergesi olmaktadır (Kanas,1998; Hamao et.al.,1990). Bu nedenlerden dolayı volatilité yayılması sonuçları bir piyasadaki gelişmelerin diğer piyasaları etkileyip etkilemediği ve etkileme derecesinin ne olduğu gibi konularda önemli bilgiler sunmaktadır. Bu bilgiler de ülkelerin alacağı para politikası kararları, uluslararası yatırımcıların hedging işlemleri ve portföy çeşitlendirmesi kararları açısından önemli olmaktadır (McMillan ve Speight 2010; Lee, 2013; Ng,2000).

2007-2008 döneminde ABD’de başlayan mortgage krizi küresel bazda volatilitenin artmasına yol açmıştır. ABD merkezli olan bu kriz daha sonra başta Euro bölgesi olmak üzere Avrupa ekonomilerinin geneline yayılmıştır.Bu dönemde ABD’de, daha çok finans sektörü ve ABD merkez bankası Fed’in niceliksel gevşeme politikaları öne çıkarken ; Avrupa’da, Yunanistan’a yardım, Euro’nun geleceği, mali birlik, Avrupa Finansal İstikrar fonu gibi konular önemli tartışma konuları olmuştur.Bu konular da başta yükselen piyasa ekonomileri olmak üzere, diğer bir çok ülke ekonomisi üzerinde çeşitli etkilere yol açmıştır.Bu çalışmada da 2007-2008 krizi de dikkate alınarak ABD,Euro bölgesi ve Yükselen piyasa ekonomileri arasındaki volatilité yayılması incelenmiştir.

Literatüre bakıldığında volatilité yayılmasının son küresel kriz ile birlikte yoğun bir şekilde incelendiği görülmektedir.Örneğin, Zheng ve Zuo(2013) ABD,İngiltere, Almanya, Japonya ve Hong Kong arasındaki volatilité yayılmasını inceledikleri çalışmalarında ,özellikle Asya krizi ve Mortgage krizi gibi dönemlerde volatilité yayılmasının daha belirgin hale geldiği ve volatilité yayılmasında ABD’nin baskın bir rolü olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Kohonen (2013) Almanya, İtalya, İspanya, Yunanistan ve İrlanda ekonomileri arasındaki volatilité yayılmasını incelediği çalışmada volatilité yayılmasında Almanya ve İtalya’nın baskın bir rolü olduğu, Yunanistan ve İspanya gibi küçük ekonomilerin ise daha çok birbirleri üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmıştır.Ng(2000) Hong Kong,Malezya,Singapur,Tayland ve Tayvan’dan oluşan Asya ülkelerinin hisse senedi piyasalarının volatilitesinde Japonya gibi bölgesel piyasaların mı yoksa ABD gibi küresel piyasaların mı daha etkili olduğunu incelediği çalışmada ,Asya piyasalarında her iki ülkenin de etkili olduğunu fakat ABD piyasalarının etkisinin daha çok olduğu sonucuna ulaşmıştır. Lee(2013) ABD, Japonya, Çin ve Hong Kong hisse senedi piyasalarından Tayvan hisse senedi piyasasına doğru volatilité yayılmasını incelediği çalışmada, küresel bazda Tayvan piyasasının ABD’den; bölgesel olarak ise Japonya’dan etkilendiği sonucuna ulaşmıştır. Miyakoshi(2003) ise ABD ve Japonya ile yedi Asya ülkesi arasındaki getiri ve volatilité yayılmasını incelediği çalışmada ,Asya piyasaları

üzerinde ABD'den çok Japonya'nın etkili olduğu sonucuna ulaşmıştır. Wang ve Wang(2010) ABD, Japonya, Çin ve diğer bazı yükselen Asya ekonomileri arasındaki volatilité yayılmasını incelediği çalışmasında ABD ve Japonya'dan Çin'e ; Çin'den de bu piyasalara doğru zayıf bir volatilité yayılması olduğunu belirtmiştir. Ayrıca diğer yükselen Asya ekonomilerinin dışa açık hale geldikçe ABD gibi küresel piyasalardan daha çok etkilendiğini ifade etmiştir. Wei vd.(1995) Japonya, İngiltere ,ABD ile Tayvan ve Hong Kong arasındaki volatilité yayılmasını incelediği çalışmasında ABD'nin Japonya'ya nazaran Tayvan ve Hong Kong piyasaları üzerinde daha etkili olduğu, ayrıca Tayvan'ın Hong Kong'a göre gelişmiş ülke piyasalarındaki gelişmelere daha duyarlı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Beirne vd.(2010) Yükselen piyasa ekonomilerine doğru bölgesel ve küresel volatilité yayılmasını inceledikleri çalışmalarında Yükselen piyasa ekonomileri üzerinde hem küresel hem de bölgesel volatilitenin etkili olduğu fakat Asya ülkelerinin daha çok küresel volatiliteden ,Latin Amerika ve Orta doğu ülkelerinin ise daha çok bölgesel volatilité yayılmasından etkilendiği sonucuna ulaşmışlardır. Morale ve Andreosso-O'Callaghan (2012) kriz döneminde ABD piyasalarından uzak doğu Asya piyasalarına doğru volatilité yayılmasını inceledikleri çalışalarında genel olarak S&P500 endeksindeki bir volatilitenin Çin dışındaki diğer tüm uzak doğu Asya piyasaları üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Chudik ve Fratzscher (2011) ABD piyasalarından diğer dünya ekonomilerine doğru volatilité yayılmasını inceledikleri çalışmalarında ABD piyasalarındaki bir volatilitenin hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülke piyasaları üzerinde etkili olduğunu fakat etki kanalının ülke grupları arasında farklılıklar gösterdiği sonucuna ulaşmışlardır. Singh vd.(2010) Kuzey Amerika, Avrupa ve Asya piyasaları arasındaki volatilité yayılmasını inceledikleri çalışmalarında hisse senedi piyasalarının daha çok kendisinden hemen önce ya da hemen sonra açılan ve/veya kapanan piyasalardan etkilendiği sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca özellikle Avrupa ve Asya piyasalarında volatilité yayılmasında bölgesel unsurların oldukça etkili olduğunu ifade etmişlerdir. McMillan ve Speight (2010) üç önemli parite (Euro-Dollar, Euro-Japon Yeni ve Euro İngiliz sterlini) arasındaki volatilité yayılmasını inceledikleri çalışmalarında her üç paritenin de birbirini etkilediğini fakat baskın rolü Euro-Dolar paritesinin oynadığını ifade etmişlerdir. Duncan ve Kabundi(2013) Hisse senedi, faiz oranları, döviz kuru ve emtialardan oluşan G. Afrika finansal piyasalarını incelediği çalışmalarında ,bu ülkedeki volatilitenin dışsal faktörlerden çok ülkeye özgü faktörlerden kaynaklandığını ifade etmiştir.

Bu çalışmanın amacı kriz dönemi gelişmelerini de dikkate alarak ABD, Euro bölgesi ve Yükselen piyasa ekonomileri arasındaki volatilité yayılmasının incelenmesidir. Bu amaçla MSCI ABD, MSCI Euro ve MSCI yükselen piyasa ekonomileri endeksleri kullanılmıştır. Ayrıca, daha kapsamlı sonuçlara ulaşabilmek için çalışmada Euro endeksine ilaveten MSCI Avrupa endeksine de yer verilmiştir¹. Dahası , yükselen piyasa ekonomileri arasında önemi giderek artan BRIC ülkeleri de ayrı bir endeks olarak incelenmiştir. Volatilité yayılmasının tespitinde ise Cheung-Ng(1996) tarafından önerilen varyansta-Granger-nedensellik (Granger-casualty-invariance) testinden yararlanılmış ve bu amaçla AR(p)-EGARCH(p,q) -GED modeli kullanılmıştır. Bu kapsamda bu çalışma diğerlerinden şu yönlerden ayrılmaktadır: (i) Öncelikle, bu çalışmada diğer bir çok çalışmanın aksine , birkaç ülke arasındaki volatilitenin incelenmesi

¹ MSCI bölge endekslerinin kapsadığı ülkeler şöyledir: MSCI Euro: Avusturya, Belçika, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Hollanda, İspanya , Portekiz; MSCI Avrupa; Euro endeksindeki ülkelere ilaveten Danimarka ,Norveç, İngiltere, İsveç ve İsviçre ülkelerini de kapsamaktadır. MSCI Yükselen piyasa ekonomileri: Çin, Hindistan, Malezya, Endonezya, Tayland, Tayvan, Filipinler, G.Kore, Rusya, Polonya, Macaristan, Çek Cumhuriyeti, Türkiye, Fas ,Brezilya, Meksika, Peru, Kolombiya, Şili, Mısır, G. Afrika

yerine dünya ekonomisinin önemli bir kısmını temsil eden ülkelerin geneli arasındaki volatilité yayılması incelenmiştir. Böylece bir anlamda, volatilité yayılması daha küresel bir perspektiften incelenebilmiştir. Nitekim bu durum krizin küresel boyutu dikkate alındığında daha da önemli olmaktadır. (ii) Ayrıca, çalışmada volatilité yayılmasının tespitinde Cheung-Ng(1990) tarafından geliştirilen varyansa nedensellik testi kullanılmıştır. Bu test iyi tanımlanmış asimtotik bir dağılıma sahiptir ve asimtotik olarak çeşitli dağılım varsayımlarına karşı dirençlidir. Ayrıca özellikle nedensellik ilişkisinde çok fazla değişkenin ve birinci gecikme dışında daha uzun gecikmelerin de kullanılacağı durumlarda oldukça kullanışlıdır (Cheung-Ng, 1996). Nitekim bu test diğerlerinin yanı sıra Hong (2001); Bhar ve Hamori (2005) ve Hu vd. (1997) tarafından da farklı çalışmalarda kullanılmıştır.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde çalışmada kullanılan veri ve metodoloji açıklanmakta, üçüncü bölümde bulgular değerlendirilmekte, dördüncü bölümde ise sonuç kısmı yer almaktadır.

2. METODOLOJİ

Kriz öncesi ve sonrası gelişmelerin etkilerini daha net analiz edebilmek amacıyla çalışma iki ayrı dönem dikkate alınarak incelenmiştir. İlk dönem, kriz dönemi gelişmelerini de içerecek şekilde, 1 Ocak 2003 ile 31 Mayıs 2013 dönemini kapsamakta ve her bir seri için 2695 tane günlük veriden oluşmaktadır. İkinci dönem ise ,kriz öncesi dönem olup 1 Ocak 2003 ile 9 Ağustos 2007 dönemini kapsamakta ve her bir seri için 1201 gözlem den oluşmaktadır. Burada 9 Ağustos 2007 tarihi Cheng ve Hung'ın (2011) çalışmalarında olduğu gibi krizin başlangıç tarihi olarak kullanılmıştır. Çalışmada ABD, Euro bölgesi, Avrupa , Yükselen piyasa ekonomileri ve BRIC ülkeleri için sırasıyla MSCI ABD, MSCI Euro, MSCI Avrupa, MSCI Yükselen piyasalar ve MSCI BRIC endeksleri kullanılmıştır. Endeksler ABD doları cinsindendir. Bilindiği gibi bu piyasaların gün içindeki işlem saatleri birbirinden farklıdır. Bu nedenle literatürde günlük değerler yerine günüçi (intra daily) değerleri kullanan çalışmalar da mevcuttur. Bu çalışmada ise diğerlerinin yanı sıra Cheung ve Ng (1996); Hamao vd. (1990) ile King ve Wadhwani'nin (1990) da çalışmalarında olduğu gibi günlük değerler kullanılmıştır. Günlük getiri serileri

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (1)$$

eşitliği ile hesaplanmıştır. Burada P_t , t zamanındaki endeks kapanış değerini göstermektedir.

Çalışmada varyansta nedensellik sınaması için Cheung-Ng (1996) tarafından geliştirilen yöntem kullanılmıştır. Cheung-Ng (1996) testi için öncelikle $Y_{1,t}$ ve $Y_{2,t}$ serileri şartlı değişen varyans özelliğine sahip iki durağan seri olsun. Ayrıca, $I_{i,t}$, $Y_{i,t}$ serisi için t zamanındaki bilgi setini temsil ederken I_t de $I_{1,t}$ ve $I_{2,t}$ için bilgi setini temsil etsin. Bu durumda $Y_{2,t}$ 'nin $Y_{1,t}$ 'nin varyansta Granger nedeni (Granger-casualty-in-variance) olabilmesi için

$$E\{(Y_{1,t} - \mu_{1,t})^2 | I_{1,t-1}\} \neq E\{(Y_{1,t} - \mu_{1,t})^2 | I_{t-1}\} \quad (2)$$

eşitsizliğinin sağlanması gerekir. Burada, $Y_{1,t}$ ve $Y_{2,t}$ serilerinin ise aşağıdaki süreç ile karakterize edildiği varsayılmaktadır.

$$Y_{i,t} = \mu_{i,t} + z_{i,t} \sqrt{h_{i,t}} \quad (3)$$

Ayrıca, $\mu_{i,t}$, $I_{i,t-1}$ şartına bağlı olarak $Y_{i,t}$ 'nin ortalama değerini göstermekte iken $z_{i,t}$ sıfır ortalamalı ve birim varyanslı bir beyaz gürültü prosesini göstermektedir. $z_{i,t}$ gözlemlenemediğinden onu temsilen $\hat{z}_{i,t}$ değişkeni tahmin edilmekte ve ardından tahmin

edilen bu değişken nedensellik ilişkisinin tespitinde kullanılmaktadır. Şartlı ortalama ($\mu_{i,t}$) ile şartlı varyans ($h_{i,t}$) ise tek değişkenli ARMA- GARCH tipi modellerden elde edilmektedir.

Cheung –Ng (1996) testi örneklem kalıntılarının çapraz korelasyon fonksiyonuna (cross correlation function, CCF) dayanan bir yöntemdir. Bu nedenle örneklem büyüklüğünün T olduğu varsayıldığında $\hat{v}_{i,t} = \hat{z}_{i,t}^2 - T^{-1} \sum_{s=1}^T z_{i,s}^2$ olmaktadır ve $\hat{\rho}_{v_1 v_2}(k)$ standardize edilmiş iki hata teriminin kareleri arasındaki çapraz korelasyon fonksiyonu olup

$$\rho_{v_1, v_2}(k) = C_{v_1, v_2}(k) \{C_{v_1, v_1}(0) C_{v_2, v_2}(0)\}^{-1/2} \quad (4)$$

şeklinde ifade edilmektedir. $C_{v_1, v_2}(k)$ ise örneklem çapraz kovaryans fonksiyonunu göstermekte ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$C_{v_1 v_2}(k) = \begin{cases} T^{-1} \sum_{t=1+k}^T v_{1,t} v_{2,t-k}, & k \geq 0 \\ T^{-1} \sum_{t=1-k}^T v_{2,t} v_{1,t+k}, & k < 0 \end{cases}$$

burada, $C_{v_1 v_1}(0) = T^{-1} \sum_{t=1}^T v_{i,t}^2$ olmaktadır. Bu durumda Denklem 3'e dönük bazı varsayımlar altında $\sqrt{T} \rho_{v_1, v_2}(k)$ aşağıda gösterildiği şekliyle asimptotik olarak normal dağılıma sahiptir:

$$\sqrt{T} (\rho_{v_1, v_2}(k_1), \dots, \rho_{v_1, v_2}(k_m)) \rightarrow^L N(0, I_m) \quad (5)$$

burada $(k_1), \dots, (k_m)$ m tane farklı tamsayıyı, I_m ise m x m boyutlu birim matrisi göstermekte iken $\rightarrow^L$ normal dağılıma yakınsamayı göstermektedir.

Ayrıca, $Y_{2,t}$ 'nin $Y_{1,t}$ 'nin ortalamada Granger nedeni (Granger-casualty-in mean) olabilmesi içinse,

$$E(Y_{1,t} | I_{1,t-1}) \neq E(Y_{1,t} | I_{t-1}), \quad (6)$$

eşitsizliğin sağlanması gerekir. Cheung-Ng(1996) testinde ortalamada nedensellik sınaması için standardize edilmiş hata terimleri arasındaki çapraz korelasyon fonksiyonu kullanıldığından $\hat{\mu}_{i,t} = \hat{z}_{i,t} - T^{-1} \sum_{s=1}^T \hat{z}_{i,s}$ olmakta ve $\hat{\rho}_{\mu_1 \mu_2}(k)$ iki standardize edilmiş hata terimi arasındaki çapraz korelasyon fonksiyonu olarak şöyle tanımlanmaktadır:

$$\rho_{u_1, u_2}(k) = C_{u_1, u_2}(k) \{C_{u_1, u_1}(0) C_{u_2, u_2}(0)\}^{-1/2}, \quad (7)$$

Burada, $C_{u_1, u_2}(k)$ örneklem çapraz kovaryans fonksiyonu olup aşağıdaki gibi tanımlanmakta

$$C_{u_1 u_2}(k) = \begin{cases} T^{-1} \sum_{t=1+k}^T u_{1,t} u_{2,t-k}, & k \geq 0 \\ T^{-1} \sum_{t=1-k}^T u_{2,t} u_{1,t+k}, & k < 0 \end{cases}$$

ve $C_{u_1 u_2}(0) = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_{i,t}^2$ olmaktadır. Bu durumda Denklem 3'e dönük bazı varsayımlar altında $\sqrt{T} \rho_{u_1, u_2}(k)$ aşağıda gösterildiği şekliyle asimptotik olarak normal dağılıma sahiptir:

$$\sqrt{T} \left(\rho_{u_1 u_2}(k_1), \dots, \rho_{u_1 u_2}(k_m) \right) \rightarrow^L N(0, I_m) \quad (8)$$

burada $(k_1), \dots, (k_m)$ m tane farklı tamsayıyı, I_m ise m x m boyutlu birim matrisi göstermekte iken; $\rightarrow^L$ normal ağılıma yakınsamayı göstermektedir.

Cheung-Ng(1996) testi, $Y_{1,t}$ ile $Y_{2,t}$ 'nin standardize edilmiş hata terimleri veya kareleri arasındaki nedensellik ilişkisinin tespitinde kullanılırken Ho hipotezi seriler arasında nedensellik ilişkisi olmadığı şeklindedir. Bu durumda eğer $\rho_{v_1, v_2}(k_1)$ veya $\rho_{u_1, u_2}(k_1)$ değeri bazı $k > 0$ değerleri için istatistiki olarak sıfırdan farklı ise $Y_{2,t}$ 'nin $Y_{1,t}$ 'nin sırasıyla varyansta veya ortalamada Granger nedeni olduğu söylenebilir. Cheung-Ng(1996) test istatistikleri ise varyansta nedensellik sınaması ve ortalamada nedensellik sınaması için sırasıyla Denklem (9) ve Denklem (10)'deki gibidir

$$\sqrt{T} * \hat{\rho}_{v_1 v_2}(k) \quad (9)$$

$$\sqrt{T} * \hat{\rho}_{\mu_1 \mu_2}(k) \quad (10)$$

Bu çalışmada bilginin finansal piyasalar arasında ikinci momentle yayıldığı varsayıldığından (Ross,1989 ; Kyle,1985) varyansta nedensellik sınaması (volatilite yayılması) üzerinde durulmuştur. Varyansta nedensellik sınaması için de GARCH tipi model olarak Nelson(1991) tarafından geliştirilen EGARCH modeli kullanılmıştır. Bunun nedeni bu modelin koşullu varyansı logaritmik yapıda modellemesi ve bu nedenle parametrelerin pozitif olma kısıtına ihtiyaç duyulmamasıdır.

$$r_t = C + \sum_p^q r_{t-p} + \epsilon_t \quad \text{ve} \quad \epsilon_t = (0, \sigma_t^2) \quad (11)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (12)$$

Burada Denklem (11) ortalama denklemini, Denklem (12) ise varyans denklemini göstermektedir. Modelde γ parametresinin anlamlı çıkması varyanstaki asimetrik yapıya işaret etmektedir. Modeller ençok olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmiştir.

Dağılım varsayımına gelince, Cheung-Ng(1996) testi farklı dağılım varsayımlarına karşı dirençli olduğundan literatürde GARCH tipi modeller Normal, Student-t ve GED dağılım varsayımları altında kullanılmaktadır (Nakajimaa ve Hamori, 2012 ; Papież ve Śmiech, 2013 ve Xua ve Hamori, 2012). Bu çalışmada da EGARCH modellerinin tahmininde GED dağılımı varsayımı kullanılmıştır. Ayrıca, Cheung-Ng (1996) testi için Hu vd. (2007), Gebka ve Serwa

(2007) ile Cheung ve Ng'in (1996) çalışmalarında olduğu gibi beş gecikme kullanılmıştır. Beş gecikme bir haftalık işgününe tekabül etmektedir ve Hong (2001) daha yüksek gecikmelerin testin gücünü azalttığını belirtmiştir

3.BULGULAR

Endekslerinin logaritmik değerlerine uygulanan ADF,PP ve KPSS birim kök testi sonuçları Tablo 1'de gösterilmiştir². Trendli ve trendsiz modeller kullanılarak uygulanan birim kök testleri endekslerin düzey değerlerinde durağan olmadığını göstermektedir. Bu nedenle logaritmik getiri serileri oluşturulmuş ve uygulanan birim kök testleri sonucunda getiri serilerinin durağan olduğu görülmüştür.

Tablo 1: Birim Kök Testi Sonuçları

	ADF		PP		KPSS	
	C	C+T	C	C+T	C	C+T
ABD						
Düzy	0.434(2)	0.687(2)	0.371(8)	0.634(8)	1.086*(41)	0.530*(41)
Birinci fark	0.000*(1)	0.000*(1)	0.000*(10)	0.000*(10)	0.118(10)	0.117(10)
Euro bölgesi						
Düzy	0.191(0)	0.498(0)	0.198(2)	0.510(2)	1.002*(41)	1.012*(41)
Birinci fark	0.000*(0)	0.000*(0)	0.000*(4)	0.000*(5)	0.192(4)	0.072(4)
Avrupa						
Düzy	0.1795(0)	0.5198(0)	0.1812(1)	0.5324(2)	1.006*(41)	0.865*(41)
Birinci fark	0.000*(4)	0.000*(4)	0.000*(3)	0.000*(4)	0.1777(3)	0.087(4)
Yük. piyasa ekonomileri						
Düzy	0.1900(1)	0.5803(1)	0.1782(3)	0.6418(2)	4.179*(41)	0.844*(41)
Birinci fark	0.000*(0)	0.000*(0)	0.000*(11)	0.000*(11)	0.263(2)	0.0599(3)
BRIC ülkeleri						
Düzy	0.133(1)	0.689(1)	0.1225(3)	0.7348(3)	4.260*(41)	1.083*(41)
Birinci fark	0.000*(0)	0.000*(0)	0.000*(9)	0.000*(11)	0.3871(2)	0.0505(4)

ADF ve PP için verilen değerler olasılık değerleridir. KPSS içinse verilen değerler ise LM test istatistiği değerleridir. KPSS birim kök testinde trendsiz model için %1 ve % 5 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleri 0.739 ve 0.469, trendli model içinse 0.216 ve 0.146'dır. Parantez içindeki ifadeler ADF için SIC bilgi kriterine ; PP ve KPSS içinse Bartlett kernel spectral estimation yöntemi ve Newey West kriteri kullanılarak belirlenen gecikme uzunluklarını göstermektedir. C ,trendsiz; C+T ise trendli modeli ifade etmektedir. *, %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Kaynak: Yazarın kendi hesaplamalarıdır.

Endeks getiri serilerine ait betimleyici istatistikler Tablo 2'de sunulmuştur. Ortalama getiri değerlerine bakıldığında, en yüksek getiriyi yükselen piyasa ekonomilerinin en düşük getiriyi ise Euro bölgesinin sunduğu görülmektedir. Çarpıklık değerlerine bakıldığında, tüm endekslerin normal dağılıma göre sola çarpık olduğu görülmektedir. Basıklık değerleri de getiri serilerinin normal dağılıma kıyasla daha sivri bir dağılıma sahip olduklarını göstermektedir. Jargue-Bera istatistiği de serilerin normal dağılmadığını göstermektedir. Getiri serilerinin otokorelasyon ve değişen varyans özelliği taşıyıp taşımadığı ise Ljung-Box Q(k) istatistikleri ile sınanmıştır. Q (k) istatistiği tüm endeks getirilerinin otokorelasyon sorunu taşıdığını

²Birim kök testleri ve betimleyici istatistikler tüm dönem verileri içindir. Kriz öncesi döneme ait sonuçlar burada gösterilmemiştir. Nitekim sonuçlar birbirine benzerdir.

göstermektedir. $Q^2(k)$ istatistiği de serilerde değişen varyans sorunu olduğuna işaret etmektedir. Bu durum da GARCH modellerinin kullanılmasını gerekli kılmaktadır.

Tablo 2: Getiri serilerine ait betimleyici istatistikler

	ABD	Euro	Avrupa	Yük. Piyasa ekonomileri	BRIC
Panel A: Betimleyici istatistikler					
Ortalama	0.00023	0.00016	0.00021	0.00047	0.00056
Medyan	0.00048	0.00055	0.00056	0.00135	0.00143
Maks.	0.11042	0.11237	0.10698	0.10072	0.13507
Min.	-0.09514	-0.1037	-0.10125	-0.0999	-0.11912
Std.Sapma	0.01275	0.0166	0.01487	0.01336	0.01605
Çarpıklık	-0.32086	-0.0515	-0.10125	-0.5350	-0.3894
Basıklık	13.7720	8.8916	10.1691	11.3075	12.833
JB	13071.39*	3897.56*	5773.89*	7875.53*	10922.9
Panel B: Otokorelasyon ve değişen varyans testleri					
Q(16)	78.57*	46.934*	55.334*	144.88*	118.74*
$Q^2(16)$	3554.7*	1971.3*	2455.7*	3221.8*	3462.8*

$Q(16)$ ve $Q^2(16)$ sırasıyla getiri serileri ve karelerine 16 gecikmeye kadar uygulanan Ljung-Box Q istatistikleridir. *, %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Kaynak: Yazarın kendi hesaplamalarıdır.

Her bir ülke için kriz öncesi dönem dikkate alındığında uygun bulunan EGARCH modelleri şöyledir³: ABD ve Yükselen piyasa ekonomileri için AR(1)-EGARCH(1,1,1)-GED; Euro ve Avrupa bölgesi için AR(0)-EGARCH(1,1,1)-GED; BRIC ülkeleri için AR(2)-EGARCH(1,1,1)-GED. Ayrıca, tüm dönem dikkate alındığında uygun bulunan modeller ise ABD için AR(1)-EGARCH (1,2,2)-GED ; Euro ve Avrupa bölgesi için AR(0)-EGARCH(1,1,1,1)-GED ; Yükselen piyasa ekonomileri ve BRIC ülkeleri içinse AR(1)-EGARCH(1,1,1)-GED olmuştur.

³ Çalışmada her bir endeks için , öncelikle literatürün geneli ile uyumlu bir şekilde , EGARCH(1,1) model spesifikasyonu denenmiş ,bu modelin değişen varyans sorununu giderememesi durumunda EGARCH(2,2)'ye kadar çeşitli denemeler yapılmış ve uygun modeller değişen varyans sorununun giderilip giderilmediği ve AIC bilgi kriteri dikkate alınarak belirlenmiştir.

Bu modellere ait tahmin sonuçları ise Tablo 4'te sunulmuştur. Sonuçlara bakıldığında AR(p)-EGARCH(p,q) modellerinin her durumda katsayıların tamamının istatistiki olarak anlamlı olduğu ve kovaryans durağanlık koşulunun da sağlandığı görülmektedir. Ayrıca, asimetri parametresinin her durumda negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıkması, çalışma kapsamındaki tüm ülke ve bölge endeksleri için asimetrik tepkinin geçerli olduğu yani negatif şokların koşullu varyansı pozitif şoklara göre daha fazla arttırdığı anlamına gelmektedir. Volatilite direnci parametresi de (BRIC ülkeleri hariç) bire oldukça yakın bir değer almaktadır. Bu durum da t-1 dönemindeki bir volatilite şokunun t dönemindeki şartlı varyans üzerindeki uzun süre etkili olabileceğini göstermektedir. Ayrıca, EGARCH modellerinden elde edilen standardize edilmiş hata terimleri ve karelerine uygulanan Ljung-Box Q(k) ve Q²(k) istatistikleri de otokorelasyon ve değişen varyans sorunun giderildiğini göstermektedir.

Tablo 4 : AR(p)-EGARCH(p,q)-GED modeli tahmin sonuçları

	ABD	Euro	Avrupa	Yük.Piyasa Ekonomileri	BRIC
Panel A: Tüm dönem sonuçları					
C	0.0005*	0.0006*	0.0006*	0.0008*	0.0009*
r_1	-0.0638*	-	-	0.2138*	0.1924*
W	-0.2552*	-0.2309*	-0.2414*	-0.3502*	-0.3225*
α_1	-0.1941*	0.1326*	0.1371*	0.1635*	0.1720*
α_2	0.3207*	-	-	-	-
γ_1	-0.2693*	-0.0895*	-0.0908*	-0.1001*	-0.0782*
γ_2	0.1488*	-	-	-	-
β_1	0.9832*	0.9854*	0.9851*	0.9758*	0.9784*
v	1.2628*	1.5404*	1.6031*	1.6052*	1.5107*
Q(6)	7.715	5.0821	5.1775	8.6913	7.6287
Q(12)	12.61	10.204	8.6139	13.284	13.249
Q ² (6)	4.121	7.577	8.3592	9.3176	7.725
Q ² (12)	15.348	10.953	11.603	13.883	17.359
Panel B: Kriz öncesi dönem sonuçları					
C	0.0005*	0.00089*	0.00089*	0.00133*	0.0017*
r_1	-0.0613**	-	-	0.2370*	0.2193*
r_2	-	-	-	-	-0.0635*
W	-0.1706*	-0.3669*	-0.4597*	-0.93064*	-1.4494*
α_1	0.06253**	0.12118*	0.1425*	0.13193*	0.17219*
α_2	-	-	-	-	-
γ_1	-0.08148*	-0.05947*	-0.07488	-0.16209*	-0.15878*
γ_2	-	-	-	-	-
β_1	0.98776*	0.97109*	0.9638*	0.91366*	0.85615*
v	1.3452*	1.6860*	1.7572*	1.6125*	1.6227*
Q(6)	5.9885	6.0969	5.0562	4.6285	1.8825
Q(12)	15.146	11.074	8.9266	8.375	6.0811
Q ² (6)	3.2103	9.3758	7.3529	9.0703	6.4602
Q ² (12)	14.768	12.930	9.4024	15.830	16.573

*, ** sırasıyla %1 ve % 5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. 'v' ise GED dağılım parametresini göstermektedir. Q(6) ve Q²(12) sırasıyla getiri serileri ve karelerine 12

gecikmeye kadar uygulanan Ljung-Box Q istatistikleridir. Kaynak:Yazarın kendi hesaplamalarıdır.

ABD, Euro bölgesi ve Yükselen piyasa ekonomileri arasındaki volatilité yayılması ilişkin Cheung ve Ng(1996) testi sonuçları sırasıyla Tablo 5, 6 ve 7’de sunulmuştur. Öncelikle ,ABD ile Euro bölgesi arasındaki sonuçlara bakıldığında, hem kriz öncesi dönemde hem de kriz dönemi ile birlikte ABD piyasalarındaki volatilitenin Euro bölgesi piyasalarında volatilitéye yol açtığı fakat Euro bölgesindeki volatilitenin ABD piyasaları üzerinde etkili olmadığı anlaşılmaktadır.Yükselen piyasa ekonomilerine bakıldığında da ,benzer şekilde, ABD piyasalarındaki volatilitenin her iki dönemde de Yükselen piyasa ekonomileri üzerinde etkili olduğu fakat yükselen piyasa ekonomilerindeki volatilitenin ABD piyasalarını etkilemediği anlaşılmaktadır.Euro bölgesi ile yükselen piyasa ekonomileri arasındaki ilişkiye bakıldığında ise kriz öncesi dönemde aralarında çift yönlü bir volatilité yayılması olduğu fakat kriz dönemi dikkate alındığında sadece Yükselen piyasa ekonomilerindeki volatilitenin Euro bölgesi üzerinde etkili olduğu görülmektedir. Gecikmenin sıfır olduğu durumda anlamlı çıkan korelasyon değerleri ise incelenen tüm ülkelerin volatiliteleri arasında güçlü bir eşanlı ilişki olduğunu göstermektedir.Bu güçlü eşanlı etkileşim ise ortak olarak etkilenen uluslararası faktörlerden kaynaklanmaktadır (Bollerslev,1990).

Tablo 5: ABD ile Euro bölgesi için Cheung-Ng(1996) testi sonuçları

k	Tüm dönem		k	Kriz öncesi dönem	
	Gecikme (Lag) ABD, EURO(-k)	Öncül (Lead) ABD, EURO(+k)		Gecikme (Lag) ABD, EURO(-k)	Öncül (Lead) ABD ,EURO(+k)
0	0.3629*	0.3629*	0	0.3312*	0.3312*
1	0.0037	0.0200	1	-0.0139	0.1049*
2	0.0010	0.0532*	2	0.0001	0.0279
3	-0.0097	-0.0143	3	0.0155	0.0209
4	-0.0112	0.0370**	4	0.0019	0.0006
5	0.0213	0.0308	5	0.0128	0.0064

*,** sırasıyla 1% ve 5% anlamlılık düzeyini göstermektedir. k gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. 1% ve 5% anlamlılık düzeyinde testin kritik tablo değerleri sırasıyla 2.58 , ve 1.96’dir. Kaynak:Yazarın kendi hesaplamalarıdır.

Tablo 6: ABD ile Yükselen Piyasa ekonomileri için Cheung-Ng(1996) testi sonuçları

k	Tüm dönem		k	Kriz öncesi dönem	
	Gecikme (Lag) ABD, EM(-k)	Öncül (Lead) ABD, EM(+k)		Gecikme (Lag) ABD, EM(-k)	Öncül (Lead) ABD ,EM(+k)
0	0.2940*	0.2940*	0	0.3126*	0.3126*
1	0.0039	0.0810*	1	-0.0330	0.1433*
2	-0.0029	0.0304	2	0.0036	0.0198
3	0.0021	-0.0227	3	0.0185	-0.0174
4	-0.0017	0.0420*	4	0.0052	0.0957*
5	0.0146	0.0597*	5	0.0344	0.0583**

*,** sırasıyla 1% ve 5% anlamlılık düzeyini göstermektedir. k gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. 1% ve 5% anlamlılık düzeyinde testin kritik tablo değerleri sırasıyla 2.58 , ve 1.96’dir. Kaynak:Yazarın kendi hesaplamalarıdır

Tablo 7: Euro bölgesi ile Yk. piyasa ekonomileri iin Cheung-Ng(1996) testi sonuları

Tm dnem			Kriz ncesi dnem		
k	Gecikme (Lag) Euro, EM(-k)	ncl (Lead) Euro, EM(+k)	k	Gecikme (Lag) Euro, EM(-k)	ncl (Lead) Euro, EM(+k)
0	0.5004*	0.5004*	0	0.4059*	0.4059*
1	-0.0317	0.0235	1	0.0104	0.0719**
2	0.0072	0.0125	2	0.0638**	0.0337
3	0.0420*	0.0084	3	0.0125	0.0448
4	0.0251	-0.0025	4	0.0376	0.0271
5	0.0208	0.0337	5	-0.0178	0.0502

*,** sırasıyla 1% ve 5% anlamlılık dzeyini gstermektedir. k gecikme uzunluęunu ifade etmektedir. 1% ve 5% anlamlılık dzeyinde testin kritik tablo deęerleri sırasıyla 2.58 , ve 1.96'dır. Kaynak: Yazarın kendi hesaplamalarıdır.

MCSI Euro yerine MSCI Avrupa endeksinin kullanılması durumunda elde edilen sonular Tablo 8 ve 9'da sunulmuştur. Sonulara bakıldığında yine ABD piyasalarındaki volatilitenin Avrupa bölgesini her iki dnemde de etkiledięi fakat Avrupa bölgesinin ABD zerinde etkili olmadığı grlmektedir. Ayrıca, Ykselen piyasa ekonomileri ile Avrupa arasındaki iliřkiye bakıldığında kriz ncesi dnemde Avrupa piyasalarındaki volatilitenin Ykselen piyasa ekonomileri zerinde etkili olduęu fakat kriz dnemi geliřmeleri dikkate alındığında, iki blge arasında bir volatilitte yayılması olmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 8: ABD ile Avrupa iin Cheung-Ng(1996) testi sonuları

Tm dnem			Kriz ncesi dnem		
k	Gecikme (Lag) ABD, EU(-k)	ncl (Lead) ABD, EU(+k)	k	Gecikme (Lag) ABD, EU(-k)	ncl (Lead) ABD ,EU(+k)
0	0.3753*	0.3753*	0	0.3365*	0.3365*
1	0.0022	0.0272	1	-0.0166	0.1156*
2	0.0100	0.0481**	2	-0.0008	0.0104
3	-0.0074	-0.0198	3	0.0249	0.0129
4	-0.0087	0.0301	4	0.0162	0.0068
5	0.0129	0.0403**	5	0.0060	0.0087

*,** sırasıyla 1% ve 5% anlamlılık dzeyini gstermektedir. k gecikme uzunluęunu ifade etmektedir. 1% ve 5% anlamlılık dzeyinde testin kritik tablo deęerleri sırasıyla 2.58 , ve 1.96'dır. Kaynak: Yazarın kendi hesaplamalarıdır.

Tablo 9: Avrupa ile Yükselen piyasa ekonomileri için Cheung-Ng(1996) testi sonuçları

Tüm dönem			Kriz öncesi dönem		
k	Gecikme (Lag) EU, EM(-k)	Öncül (Lead) EU, EM(+k)	k	Gecikme (Lag) EU, EM(-k)	Öncül (Lead) EU, EM(+k)
0	0.5519*	0.5519*	0	0.4618*	0.4618*
1	-0.0259	0.0191	1	0.0213	0.0733*
2	0.0017	0.0081	2	0.0401	0.0100
3	0.0331	0.0086	3	0.0005	0.0450
4	0.0208	0.0062	4	0.0331	0.0585**
5	0.0226	0.0292	5	-0.0132	0.0388

*,** sırasıyla 1% ve 5% anlamlılık düzeyini göstermektedir. k gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. 1% ve 5% anlamlılık düzeyinde testin kritik tablo değerleri sırasıyla 2.58 , ve 1.96'dır. Kaynak:Yazarın kendi hesaplamalarıdır.

Yükselen piyasa ekonomileri içerisinde önemli bir grup olan BRIC ülkeleri ile ABD,Euro bölgesi ve Avrupa arasındaki volatilité yayılması sonuçları da Tablo 10,11 ve 12'de sunulmuştur.Nitekim buradan elde edilen sonuçların da Yükselen piyasa ekonomileri için elde edilen sonuçlarla benzer olduğu görülmektedir.Bir diğer ifadeyle, her iki dönemde de ABD piyasalarındaki volatilité BRIC ülkeleri üzerinde etkili olurken,BRIC ülkelerinin ABD piyasalarını etkileyemediği görülmektedir.Ayrıca Euro bölgesi ile BRIC ülkeleri arasında kriz öncesi dönemde çift yönlü bir volatilité yayılması olduğu , kriz dönemi ile birlikte aralarında herhangi bir volatilité yayılması olmadığı görülmektedir.Nitekim,MSCI Euro yerine MSCI Avrupa endeksinin dikkate alınması durumunda da benzer sonuçlara ulaşıldığı anlaşılmaktadır.

Tablo 10: ABD ile BRIC ülkeleri için Cheung-Ng(1996) testi sonuçları

Tüm dönem			Kriz öncesi dönem		
k	Gecikme (Lag) ABD, BRIC(-k)	Öncül (Lead) ABD, BRIC(+k)	k	Gecikme (Lag) ABD, BRIC(-k)	Öncül (Lead) ABD ,BRIC(+k)
0	0.3236*	0.3236*	0	0.3425*	0.3425*
1	0.0071	0.0344	1	-0.0144	0.0753*
2	-0.0018	0.0394**	2	-0.0197	0.0135
3	-0.0055	-0.0205	3	-0.0088	-0.0274
4	-0.0026	0.0369	4	0.0020	0.0536
5	0.0013	0.0584*	5	0.0082	0.0670**

*,** sırasıyla 1% ve 5% anlamlılık düzeyini göstermektedir. k gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. 1% ve 5% anlamlılık düzeyinde testin kritik tablo değerleri sırasıyla 2.58 , ve 1.96'dır. Kaynak:Yazarın kendi hesaplamalarıdır.

Tablo 11: Euro bölgesi ile BRIC ülkeleri için Cheung-Ng(1996) testi sonuçları

Tüm dönem			Kriz öncesi dönem		
k	Gecikme (Lag) EURO, BRIC(-k)	Öncül (Lead) EURO, BRIC(+k)	k	Gecikme (Lag) EURO, BRIC(-k)	Öncül (Lead) EURO, BRIC(+k)
0	0.4634*	0.4634*	0	0.2883*	0.2883*
1	-0.0086	0.0088	1	0.0838*	0.0327
2	0.0063	-0.0002	2	0.0559**	0.0100
3	0.0339	0.0220	3	-0.0129	0.0603**
4	0.0321	-0.0005	4	0.0369	0.0046
5	0.0038	0.0327	5	-0.0435	0.0672**

*,** sırasıyla 1% ve 5% anlamlılık düzeyini göstermektedir. k gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. 1% ve 5% anlamlılık düzeyinde testin kritik tablo değerleri sırasıyla 2.58 , ve 1.96'dır. Kaynak:Yazarın kendi hesaplamalarıdır.

Tablo 12: Avrupa ile BRIC ülkeleri için Cheung-Ng(1996) testi sonuçları

Tüm dönem			Kriz öncesi dönem		
k	Gecikme (Lag) EU, BRIC(-k)	Öncül (Lead) EU, BRIC(+k)	k	Gecikme (Lag) EU, BRIC(-k)	Öncül (Lead) EU, BRIC(+k)
0	0.5028*	0.5028*	0	0.3423*	0.3423*
1	-0.0029	0.0024	1	0.0929*	0.0346
2	-0.0022	-0.0048	2	0.0342	-0.0082
3	0.0223	0.0219	3	-0.0278	0.0605**
4	0.0273	0.0007	4	0.0392	0.0152
5	0.0082	0.0309	5	-0.0418	0.0587**

*,** sırasıyla 1% ve 5% anlamlılık düzeyini göstermektedir. k gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. 1% ve 5% anlamlılık düzeyinde testin kritik tablo değerleri sırasıyla 2.58 , ve 1.96'dır. Kaynak:Yazarın kendi hesaplamalarıdır.

Bu kapsamda elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde volatilité yayılmasında ABD'nin baskın bir rolü olduđu görölmektedir.Nitekim bu bulgu literatürün geneli ile de uyumludur.Ayrıca, bu bulgu küresel bazda sürecin istikrara kavuşmasında ABD piyasalarının istikrarının önemli olduđu anlamına gelmektedir. Ayrıca, ABD piyasasında volatilitéye yol açan gelişmelerin de daha çok iç kaynaklı olduđu söylenebilir.Çünkü her iki dönem dikkate alındığında da ne Euro bölgesinin ne Avrupa'nın ne de Yükselen piyasa ekonomilerinin ABD piyasaları üzerinde etkili olduđu görölmektedir. Dahası , kriz döneminde Euro bölgesinde volatilitéye yol açan gelişmelerin de daha çok Euro bölgesi içinde etkili olduđu anlaşılmaktadır.Çünkü çalışma bulguları bu dönemde Euro bölgesindeki volatilitésinin ne ABD ne de Yükselen piyasalar üzerinde etkili olabildiğine işaret etmektedir.

4.SONUÇ

Bu çalışmada kriz dönemi de dikkate alınarak Euro bölgesi ,ABD ve Yükselen piyasa ekonomileri arasındaki volatilité yayılması incelenmiştir.Bu amaçla MSCI Euro, MSCI

yükselen piyasalar ve MSCI ABD endeksleri kullanılmıştır. Ayrıca, daha kapsamlı bulgulara ulaşmak amacıyla çalışmaya MSCI Avrupa ve MSCI BRIC endeksleri de dahil edilmiştir. Endeksler arasındaki volatilité yayılması ise AR(p)-EGARCH(p,q) modeline dayalı Cheung ve Ng(1996) varyantsa nedensellik testi kullanılarak incelenmiştir. Çalışma bulguları hem kriz öncesi dönemde hem kriz dönemi gelişmeleri dikkate alındığında ABD piyasalarındaki volatilitenin hem Euro bölgesi ,hem Avrupa hem de Yükselen piyasa ekonomileri üzerinde etkili olduğu fakat bu piyasalardan hiç birinden etkilenmediğine işaret etmektedir. Ayrıca kriz öncesi dönemde Euro bölgesi ile Yükselen piyasa ekonomileri arasında çift yönlü bir volatilité yayılması var iken kriz dönemi ile birlikte Euro bölgesindeki volatilitenin Yükselen piyasa ekonomilerini etkilemediği fakat yükselen piyasa ekonomilerindeki volatiliteden etkilendiği anlaşılmaktadır. Çalışmaya Avrupa ve BRIC ülkelerinin dahil edilmesi durumunda da genel olarak benzer bulgulara ulaşılmıştır. Bu durum da volatilité yayılmasında ABD'nin baskın bir rolü olduğu ve sürecin istikrara kavuşmasında ABD piyasalarının istikrarının önemli olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca ABD piyasasında volatilitéye yol açan gelişmelerin de daha çok iç kaynaklı olduğu söylenebilir. Dahası , kriz döneminde Euro bölgesinde volatilitéye yol açan gelişmelerin de daha çok Euro bölgesi içinde etkili olduğu anlaşılmaktadır. Buradan hareketle de hem yükselen piyasa ekonomilerinde hem de Euro ve/veya Avrupa bölgesinde uygulanacak ekonomi politikalarında ABD ekonomisindeki gelişmeleri dikkate alınması gerektiği anlaşılmaktadır. Kriz döneminin başlaması ile önemli tartışmaların yaşandığı Euro ve/veya Avrupa bölgesindeki gelişmelerinse yükselen piyasa ekonomileri üzerinde önemli bir etki yaratmaması da çalışmanın bir diğer önemli bulgusudur.

REFERANSLAR

- Beirne,J., Caporale,G.M., Schulze-Ghattas, M. ve Spagnolo,N.(2010). Global and regional spillovers in emerging stock markets: A multivariate GARCH-in-mean analysis. *Emerging Markets Review*, 11,250–260.
- Bhar,R.ve Hamori,S.(2005).Casuality in variance and the type of traders in crude oil futures.*Energy Economics*,27,527-539.
- Bollerslev,T.(1990).Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates :a multivariate generalized ARCH models. *Review of Economics and Statistics*,72,498-505
- Cheng W.-H., & Hung J.-C.(2011). Skewness and leptokurtosis in GARCH-typed VaR estimation of petroleum and metal asset returns. *Journal of Empirical Finance* ,18,160-173.
- Cheung,Y.W., & Ng, L.K.(1996).A casuality-in-variance test and its application to financial market prices.*Journal of Econometrics*,72,33-48.
- Chudik,A.,l Fratzscher ,M.(2011). Identifying the global transmission of the 2007–2009 financial crisis in a GVAR model, *European Economic Review* ,55,325–339
- Duncan,A.S ve Kabundi,A.(2013). Domestic and foreign sources of volatility spillover to South African asset classes.*Economic Modelling*, 31, 566–573
- Gebka,B.,Serwa,D.(2007).Intra- and inter-regional spillovers between emerging capital markets around the world.*Research in International Business and Finance*,21,203-221
- Hamao,Y.,Masulis,R.W. ve Ng,V.(1990).Correlation in price changes and volatility across international stock markets..*The Review of Financial Studies*,3,281-307.

- Hamao, Y., Masulis, R.W. ve Ng, V. (1990). Correlation in price changes and volatility across international stock markets. *The Review of Financial Studies*, 3, 281-307.
- Hong, Y. (2001). A test for volatility spillover with application to exchange rates. *Journal of Econometrics*, 103, 183-224
- Hu, J. W., M. Chen, R. C.W. Fok, ve Huang, B. (1997). Causality in volatility and volatility spillover effects between U.S., Japan and four equity markets in the South China Financial Markets Growth Triangular. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 7, 351-367
- Hu, J. W., M. Chen, R. C.W. Fok, ve Huang, B. (1997). Causality in volatility and volatility spillover effects between U.S., Japan and four equity markets in the South China Financial Markets Growth Triangular. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 7, 351-367
- Kanas, A. (1998). Volatility spillovers across equity markets: European evidence. *Applied Financial Economics*, 8, 245-256.
- King, M.A. ve Wadhwani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *The Review of Financial Studies*, 3, 5-33.
- Kohonen, A. (2013). On detection of volatility spillovers in overlapping stock markets, *Journal of Empirical Finance*, 22, 140-158
- Kyle, A.S. (1985). Continuous auctions and insider trading. *Econometrica*, 53, 1315-1335
- Lee, Y-H. (2013). Global and regional range-based volatility spillover effects, *Emerging Markets Review*, 14, 1-10
- McMillana, D.G. ve Speight, A.E.H. (2010). Return and volatility spillovers in three euro exchange rates. *Journal of Economics and Business*, 62, 79-93
- Miyakoshi, T. (2003). Spillovers of stock return volatility to Asian equity markets from Japan and the US. *International Financial Markets, Institutions & Money*, 13, 383-399
- Morales, L. ve Andreosso-O'Callaghan, B. (2012). The current global financial crisis: Do Asian stock markets show contagion or interdependence effects?. *Journal of Asian Economics*, yayımlanma aşamasında.
- Nakajima, T. ve Hamori, S. (2012). Causality-in-mean and causality-in-variance among electricity prices, crude oil prices, and yen-US dollar exchange rates in Japan. *Research in International Business and Finance*, 26, 371-386
- Nelson, D.B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59, 347-370.
- Ng, A. (2000). Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific Basin. *Journal of International Money and Finance*, 19, 207-233.
- Papież, M. ve Śmiech, S. (2013). Causality-in-mean and causality-in-variance within the international steam coal market. *Energy Economics*, 36, 594-604
- Ross, S.A. (1989). Information and volatility : the no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy. *Journal of Finance*, 44, 1-17
- Singh, P., Kumar, B. ve Pandey, A. (2010). Price and volatility spillovers across North American, European and Asian stock markets, *International Review of Financial Analysis*, 19, 55-64.

EY International Congress on Economics I
"Europe and Global Economic Rebalancing"
October 24-25, 2013, Ankara/Turkey

Wanga,P. ve Wangb,P.(2010).Price and volatility spillovers between the Greater China Markets and the developed markets of US and Japan. *Global Finance Journal* , 21 ,304–317

Wei,K.C.J., Liu,Y.J., Yang ,C.C ve Chaung,G.S.(1995). Volatility and price change spillover effects across the developed and emerging Pacific-Basin markets. *Finance Journal* ,3 , 113—136.

Xua,H.ve Hamorib,S.(2012).Dynamic linkages of stock prices between the BRICs and the United States: Effects of the 2008–09 financial crisis.*Journal of Asian Economics*, 23, 344–352

Zhenga,T. ve Zuoc,H.(2013). Finance Reexamining the time-varying volatility spillover effects: A Markov switching causality approach, *North American Journal of Economics and Finance*.