

HİSSE SENEDİ FİYATLARINDAKİ SÜRPRİZ HABERLERİN BULAŞICILIK ETKİSİ VE SÜREKLİLİK

Evrin İmer

Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası

• • •

Özet

Bu çalışmada hisse senedi piyasalarındaki sürpriz haberlerin ülkeler arasında yayılması olgusu değerlendirilmiştir. Bu amaçla Arjantin, Brezilya, Meksika, Rusya ve Türkiye'nin Eylül 1995-Şubat 2003 arasındaki günlük hisse senedi piyasası endeksi verileri toplanmıştır. Yapılan değerlendirme sonrasında bir yıldan daha uzun bir dönemde Brezilya hisse senedi piyasası endeksinin koşulsuz olarak ortalamasından sapma olasılığının düştüğü, Türkiye endeksinin koşulsuz olarak ortalamasından sapma olasılığının arttığı anlaşılmıştır. Tek değişkenli koşullu değişen varyans modellerindeki ARCH ve GARCH terimlerinin katsayı tahminlerinin istatistiki belirginliği bu piyasalardaki sürpriz haberlerin bulaşıcılığına ilişkin bazı kanıtlar olarak değerlendirilmiştir. Ayrıca mali piyasa verilerinin varyans denklemlerinde sıkça karşılaşılan sürekliliğin yapısal değişikliklerin hesaba katılmasıyla iyileştiği ortaya çıkmıştır.

Anahtar Kelimeler: Bulaşıcılık, koşulsuz olasılık, tek değişkenli koşullu değişen varyans, süreklilik, hisse senedi piyasası.

The Effects of Contagion of the Surprises of Stock Market Returns and Persistence

Abstract

This study examines the propagation of surprises across countries by using the stock market returns. The empirical analysis is based on the database which includes the daily stock market indices of Argentina, Brazil, Mexico, Russia and Turkey between September 1995-February 2003. This study has revealed that although the unconditional probability of deviation from the mean of Brazilian daily stock market index is decreasing for the period longer than one year, the unconditional probability of deviation from the mean of Turkish daily stock market index is increasing for the same period. The statistical significance of the estimates of ARCH and GARCH coefficients of the univariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity (GARCH) model also provides some proofs of the propagation of surprises across the stock markets. In addition, this study indicates that taking the structural changes into account improves the frequent evidence of persistence for the financial market data.

Keywords: Contagion, unconditional probability, univariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, persistence, stock market.

Hisse Senedi Fiyatlarındaki Sürpriz Haberlerin Bulaşıcılık Etkisi ve Süreklilik*1

Giriş

Bu çalışmada, Arjantin, Brezilya, Meksika, Rusya ve Türkiye'nin hisse senedi piyasası getirileri kullanılarak ortaya çıkan sürpriz gelişmelerin yayılması olgusu değerlendirilmektedir. Sürpriz gelişmeler hisse senedi endekslerinin belirli bir değerden daha fazla dalgalandığı günler olarak ele alınmıştır. Bu amaçla ilk önce ele alınan hisse senedi endekslerinin koşulsuz olarak oniki ay ve yirmidört ay içinde kendi ortalamalarından sapma olasılıkları hesaplanmıştır. Daha sonra tek değişkenli koşullu değişen varyans (GARCH) süreci ile sürpriz haberin etkilerinin diğer ülkelerde kendisini gösterip göstermediğine bakılmış; ve tek değişkenli koşullu değişen varyans analizlerinin süreklilik gösterip göstermediği araştırılmıştır. Bu çalışma sürpriz haberlerin bulaşıcılığı ile ilgili olarak Türkiye'yi ele alan öncü çalışmalardan birisi olması bakımından önem taşımaktadır.

Sermaye hareketleri iktisadî ve malî pek çok göstergelyi etkileyecek boyuta çıkabilmektedir. Kodres ve Pritsker'in (2002) değindiği gibi, sermaye hareketlerinde rol oynayan uluslararası yatırım portföyleri çeşitli makroekonomik riskleri algılayacak ayarlamalara gitmektedir. Bu durumda uluslararası portföylerin riskleri algılamadaki hassasiyeti ön plana çıkmaktadır. Böylece, sermaye giriş-çıkışlarını önemli ölçüde etkileyen spekülâtif saldırılar, sermaye akımlarının etkilerinin çeşitli mekanizmalar yoluyla iktisadî ve malî

* Yazıda öne sürülen görüşler yazarın görüşleri olup Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nı bağlayıcı değildir.

1 "Persistence" için yerleşmiş iki karşılık olmadığından yazıda "süreklilik" olarak Türkçeleştirilmiştir.

pek çok göstergeye yansıdığı dönemlerde, malî yapıda kırılğanlıklara yol açarak malî krizleri beraberinde getirmektedir.

Birbirinden kilometrelerce uzak olan Meksika, Rusya, Türkiye, Brezilya ve Arjantin'deki malî krizler bir sermaye hareketleri krizi olarak değerlendirilebilen 1997 Asya krizinin peşi sıra gelmiştir. Ito ve Hashimoto (2002), 1997 Asya krizini izleyen diğer ülke krizlerinde yaşanan olgulardan birisinin, malî piyasalar yoluyla yatırımcıların bir ülkede bulunan portföylerini likit hale dönüştürmesi olduğunu öne sürmektedir. Böylece kriz beklentisiyle ortaya çıkabilecek zararlarının önüne geçme davranışıyla birlikte, piyasalarda ortaya çıkan sürpriz gelişmelerin diğer ülkelere yayılmasının önemi de ortaya çıkmaktadır.

İstatistiksel anlamda belirgin olan dalgalanmaların birlikte hareket etmesi bulaşıcılığın varlığı ile ilgili kanıtlar olarak yorumlanmaktadır. Ancak bulaşıcılığın ortaya çıkması veya sürpriz bir gelişmenin diğer ülkelere yayılması kavramları farklı çalışmalarda farklı biçimlerde ele alınmaktadır. Örneğin, Eichengreen (1996) bulaşıcılığın uluslararası ticaret bağları kuvvetli olan ülkelere benzer makroekonomik koşullara sahip olan ülkelere göre daha çabuk ortaya çıktığını öne sürmektedir. Ortaya çıkan sürpriz gelişmeleri malî krizlerin yayılması olarak tanımlayan Berger ve Wagner (2002), bulaşıcılık olgusunu, piyasaların herhangi bir algılanan temel olmaksızın birbirlerinin hareketlerine duyarlılık göstermesi ile açıklamaktadır. Bilgi ve bilginin yayılması üzerinde duran Drazan (2000) ise, sürpriz bir gelişmenin ülkeler arasında farklı biçimlerde kırılğanlıklar yaratmasının sürpriz bir gelişmenin ülkelere bulaşma derecelerinin farklılık göstermesinden kaynaklanabileceğini ön plana çıkarmaktadır.

Yukarıda adı geçen beş ülkenin hisse senedi piyasası endeksi getirileri kullanılarak ortaya çıkan sürpriz gelişmelerin yayılmasını değerlendirmeyi amaçlayan bu çalışma şu düzen içinde sunulmaktadır: Öncelikle kullanılan veri seti tanıtılmakta, sonra bulaşıcılığın varlığını saptamak için kullanılan yöntemlerden olan koşulsuz, koşullu olasılık hesaplamaları üzerinde durulmakta ve tek değişkenli koşullu değişen varyans modelleri ile süreklilik hakkında bilgi verilmektedir. Daha sonra koşulsuz, koşullu olasılık hesaplamaları ve modellerin bulguları değerlendirilmektedir.

Veri ve Yöntem

Bu çalışmada sermaye hareketlerinin bir boyutuna gösterge olduğu düşünülerek Bloomberg'den toplanan Arjantin, Brezilya, Meksika, Rusya ve Türkiye'nin hisse senedi piyasası verileri kullanılmıştır. Hisse senedi piyasası verilerinin sürpriz gelişmelerin yayılmasının değerlendirirken kullanılması

konusunda farklı görüşler bulunmaktadır. Örneğin, Furman ve Stiglitz (1998) malî krizlerin nedenleri ile sonuçları arasında hem istatistiksel hem de kuramsal olarak, tümüyle anlamlı ve tatminkar ilişkiler bulmakta zorlandığını vurgulamakta; Kamisky ve diğerleri (1998) ise, hisse senedi fiyatlarındaki aşırı dalgalanmaları likidite krizlerinin öncü göstergelerinden birisi olarak değerlendirmektedir. Öte yandan Edwards ve Susmel (2001), hisse senedi piyasası haftalık verilerini kullanarak bu verilerin belirli bir zaman içinde nasıl bir dalgalanma davranışı sergilediğini çözümlerken yüksek derecedeki dalgalanmaların kısa süreli olduğunu ve bu tipteki dalgalanmaların bazı ülkelerde yaklaşık olarak aynı zamanda oluştuğunu ortaya koymaktadır. Rigobon² (2002) ise, bulaşıcılığın yüksek frekanslı olaylara dayandığını ifade etmektedir. Yüksek frekanslı gözlemler, sadece önemli olayların dalgalanmaya etkilerini yansıtabilen düşük frekanslı gözlemlerden farklı olarak, dalgalanmaya neden olan pek çok küçük olayın etkilerini de içermektedir.

Bu görüşlerin ışığında, 1 Eylül 1995 ile 28 Şubat 2003 arasındaki gözlemlere dayanan günlük bazda, saat farkları dikkate alınmaksızın, yüksek frekanslı olarak da nitelenebilecek bir veri seti oluşturulmuş; Arjantin, Brezilya, Meksika, Rusya ve Türkiye'nin hisse senedi endeksi verileri toplanmıştır. Bu beş ülkenin hisse senedi piyasası endeksi getirilerinin istatistiksel analizleri Tablo I'de görülmektedir. Bu tabloda sunulan hisse senedi piyasası endeksi getirilerinin istatistiksel analizlerine göre ele alınan serilerin normal dağılmadığı, Arjantin ve Rusya hisse senetleri piyasası endekslerinin sola çarpık, diğerler endekslerin sağa çarpık olduğu; tüm serilerin dağılımının tepesinin normal dağılıma göre sivri olduğu dikkati çekmektedir.

*Tablo I. Hisse Senedi Piyasası Endeksi Getirilerinin İstatistiksel Analizleri**

	Arjantin	Brezilya	Meksika	Rusya	Türkiye
Ortalama	0.000142	0.000431	0.000441	0.000702	0.001596
Medyan	0.000000	7.78E-05	0.000000	0.000124	0.000533
Maksimum	0.161165	0.288248	0.121536	0.155569	0.177736
Minimum	-0.308149	-0.172258	-0.143139	-0.211025	-0.199785

2 Ayrıca, altı aylık, üç aylık veya aylık gibi düşük frekanslı veri seti kullanılarak elde edilen sonuçlar ele alınan dönemde ortaya çıkan önemli olayların dalgalanma üzerindeki etkilerini yansıtsa da, küçük pek çok olayın dalgalanmadaki etkilerini göz ardı etmektedir (ITO / HASHIMOTO, 2002: 10).

Std. Sapma	0.026031	0.024723	0.017567	0.032005	0.033574
Değişim Katsayısı $(\sigma/\mu)^3$	0.000013	0.000013	0.000009	0.000016	0.000017
Çarpıklık	-0.715161	0.486671	0.049596	-0.295702	0.044566
Kurtosis	18.39369	17.22044	9.069028	7.910300	6.331793
Jarque-Bera	19340.01	16439.70	2981.207	1979.287	898.8863
Olasılık	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Gözlem Sayısı	1942	1942	1942	1942	1942

*% 5 anlamlılık düzeyi için χ^2 tablo değeri 9.21034; % 10 anlamlılık düzeyi için χ^2 tablo değeri 10.5966.

Hisse senedi piyasalarının ortalamadan sapma gösterdiği günlerin dalgalanmayı arttırdığı düşüncesinden hareket edilerek Arjantin, Brezilya, Meksika, Rusya ve Türkiye'nin bir yıl veya daha uzun bir dönemde ortalamadan saptığı günler ile bunların koşulsuz olasılıkları ile ilgili olarak ele alınan endeksin ortalaması şu şekilde bulunmuştur.

$$\bar{X} = 1/n \sum_{i=1}^n X_i \quad i = 1, 2, \dots, 1943$$

Ele alınan endeksin bir yıl sonra aynı güne denk düşen dönemdeki ortalama değerleri şu şekilde hesaplanmıştır:

$$\bar{Z}_1 = 1/n_1 \sum_{i=1}^{n_1} X_i \quad i = 1, 2, \dots, 255$$

$$\bar{Z}_2 = 1/n_2 \sum_{i=1}^{n_2} X_i \quad i = 2, 3, \dots, 256$$

$$\bar{Z}_3 = 1/n_3 \sum_{i=1}^{n_3} X_i \quad i = 3, 4, \dots, 257$$

Daha sonra bir yıl sonra aynı güne denk düşen değişim ile ele alınan endeksin kendi ortalama değeri şu şekilde karşılaştırılmıştır:

3 Değişim katsayısı endeksin ortalaması başına riskliliği ölçmektedir. Başka bir ifadeyle, ortalama etrafında en çok dalgalanmaya sahip olan endeksi göstermektedir.

$$M_i=1, \text{ eğer } \quad \bar{Z} - \bar{X} \geq 0 \text{ veya } \bar{Z} - \bar{X} \leq 0$$

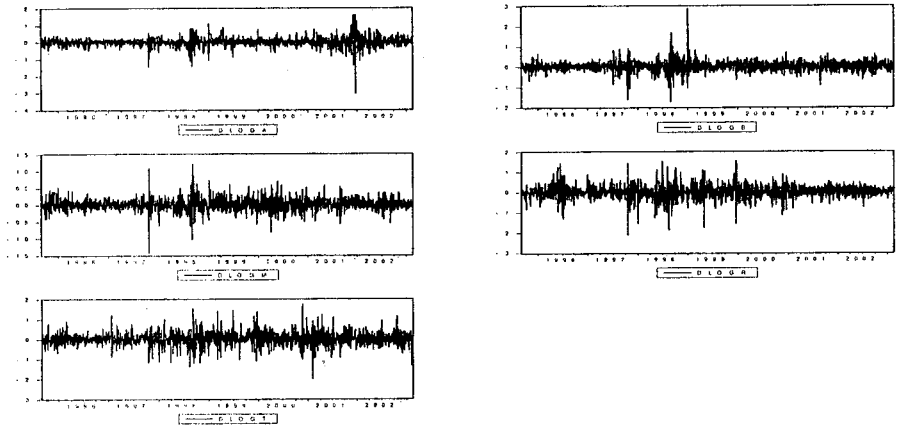
$$M_i=0, \text{ eğer } \quad -\bar{Z} \leq \bar{Z} - \bar{X} \leq +\bar{Z}$$

$$\sum M_i = \text{Toplam ortalamadan sapan gün sayısı}$$

Bu karşılaştırmada bir yıl sonra aynı güne denk düşen endeks değişiminin ele alınan ülkenin kendi ortalamasından artı veya eksi yönde saptığı günlere bir, diğer günlere sıfır değeri verilmiştir. Daha sonra her ülkenin bir değeri aldığı gün sayısı beş ülkenin ortalamadan saptığı toplam gün sayısına bölünmüş ve ülkelerin bir yıllık dönem içinde koşulsuz olarak kendi ortalamalarından sapma olasılıkları bulunmuştur. Bir yıllık dönem için hesaplamalarda veri kaybı ile birlikte gün sayısı 1687'ye düşmüştür. İki yıllık dönem içinde aynı mantık çerçevesinde hesaplanmıştır. Bu yolla iki yıllık dönem için yapılan hesaplamalarda veri kaybı ile birlikte gün sayısı 1429'a düşmüştür.

Şekil I, endekslerin getirilerinin durağan olduğunu göstermektedir. Bu nedenle koşullu değişen varyans süreci (GARCH) çözümlerinde yapılacak tahminlerde endekslerin getirisinin kullanılması uygun olmaktadır.

Şekil I. Hisse Senedi Piyasası Endekslerinin Getirileri



Diğer yandan hisse senedi endekslerinin, diğer hisse senedi endekslerinin önceki veya sonraki dönemleri ile birlikte hareket edip etmediğinin anlaşılması amacıyla, Tablo II'de gösterildiği gibi ele alınan ülkelerin birinci farklarının karşılıklı korelogramlarına bakılmıştır.

Karşılıklı korelogramların gösterdiği sonuçlardan yola çıkılarak endekslerin getirileri için koşullu ortalama denklemleri sırasıyla aşağıdaki gibi olmaktadır:

$$getiri = r_t = d \log(\text{endekş}) = \log(\text{endekş}) - \log(\text{endekş}_{t-1}) = \log(\text{endekş} / \text{endekş}_{t-1})$$

ise,

$$r_{Arjantin_t} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{Brezilya_t} + \alpha_2 r_{Meksika_t} + \alpha_3 r_{Türkiye_{t-1}} + \varepsilon_{t, Arjantin}$$

$$r_{Brezilya_t} = \beta_0 + \beta_1 r_{Arjantin_t} + \beta_2 r_{Meksika_t} + \beta_3 r_{Türkiye_{t-1}} + \varepsilon_{t, Brezilya}$$

$$r_{Meksika_t} = \delta_0 + \delta_1 r_{Arjantin_t} + \delta_2 r_{Brezilya_t} + \delta_3 r_{Türkiye_t} + \varepsilon_{t, Meksika}$$

$$r_{Rusya_t} = \phi_0 + \phi_1 r_{Arjantin_{t-1}} + \phi_2 r_{Brezilya_{t-1}} + \phi_3 r_{Meksika_{t-1}} + \phi_4 r_{Türkiye_{t-1}} + \varepsilon_{t, Rusya}$$

$$r_{Türkiye_t} = \psi_0 + \psi_1 r_{Meksika_t} + \varepsilon_{t, Türkiye}$$

Koşullu ortalama denklemlerinin GARCH (1,1) süreci de şu biçimde yazılabilmektedir:

$$\sigma_{it}^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{it-1}^2 + \beta \sigma_{it-1}^2, i = \text{Arjantin, Brezilya, Meksika, Rusya, Türkiye}$$

Malî piyasalarla ilgili pek çok çalışmada, zaman serisi verilerinde şokların süreklilik durumu vurgulanmaktadır. Örneğin, Engle ve Bollerslev (1986) GARCH ve eşbütünleşik GARCH (IGARCH) varyans denklemlerindeki birim kökün ve varyans denklemindeki ortalamanın özelliklerini incelemekte; IGARCH modelinde $\alpha + \beta = 1$ olduğunu ifade etmektedir. Başka bir çalışmada Baillie vd. (1996), $\alpha + \beta = 1$ olduğu IGARCH modellerinde varyans denklemindeki bir şokun kendisini uzun bir dönem hissettirmekte olduğu ve şokun etkisinin uzun bir geleceğe taşındığını ifade etmektedir.

Tablo II. Hisse Senedi Piyasası Endeksleri Getirilerinin Karşılıklı Korelogramları

	Arjantin	Brezilya	Meksika	Rusya	Türkiye
Arjantin		$r(t,t)=0.4412$	$r(t,t)=0.3953$	$r(t,t)=0.1688$ $r(t,t+1)=0.2410$	$r(t,t)=0.0587$ $r(t,t-1)=0.0657$
Brezilya	$r(t,t)=0.4412$		$r(t,t)=0.4996$	$r(t,t)=0.1748$ $r(t,t+1)=0.2357$	$r(t,t)=0.1189$ $r(t,t-1)=0.1576$
Meksika	$r(t,t)=0.3953$	$r(t,t)=0.4996$		$r(t,t)=0.1510$ $r(t,t+1)=0.2248$	$r(t,t)=0.1367$
Rusya	$r(t,t)=0.1688$ $r(t,t-1)=0.2410$	$r(t,t)=0.1748$ $r(t,t-1)=0.2357$	$r(t,t)=0.1510$ $r(t,t-1)=0.2248$		$r(t,t)=0.0275$ $r(t,t-1)=0.1249$
Türkiye	$r(t,t)=0.0587$ $r(t,t+1)=0.2357$	$r(t,t)=0.1189$ $r(t,t+1)=0.1576$	$r(t,t)=0.1367$	$r(t,t)=0.0275$ $r(t,t+1)=0.1249$	

Poon ve Granger (2001) getirilerin sıfır etrafında dolaştığı ve varyansın sabit olduğu durumlarda uzun bir dönem boyunca getirilerin varyansının tek bir dönemdeki varyansın basit bir katsayıdan türetilebileceğini ifade etmektedir.

IGARCH(1,1) modelinin süreklilik gösteren bir dağılımının bulunması $\omega=0$ olmasına bağlıdır. Bütün dönemler için aynı varyansın önerildiği bu durumda koşullu varyans eşitliğinin beklenen değer $E(\sigma_t^2)=\sigma_{t-1}^2$ olmaktadır (Campbell vd., 1997: 484).

Poon ve Granger'a (2001) göre gerçek yaşamdaki dalgalanmalar serilerin belirli bir ortalamaya geri dönmesinden farklılık göstermektedir. Başka bir ifadeyle, belirli bir ortalamaya geri dönülmemesi malî varlık getirilerinde koşullu değişen varyans bulunmasına ve dalgalanmaların süreklilikten uzaklaşmasına neden olmaktadır.

Koşullu değişen varyans denklemindeki katsayı tahminlerinin toplamının bire yakın olması, $\alpha+\beta \approx 1$, bazı yazarlarca ekonomide yapısal bir değişikliğin göstergesi olarak da ele alınmaktadır. Örneğin, Morana (2002), koşullu değişen varyans sürecine bazı kısıtlar konularak bu süreçteki süreklilikten uzaklaşmanın üstesinden gelinebileceğini öne sürmektedir. Diğer bir çalışmada Hamao vd. (1990), GARCH modellerinde yabancı piyasalarda ortaya çıkan gelişmelerin koşullu varyans eşitliklerinde dışsal değişken gibi hesaba katılabileceğini ifade etmektedir.

Ele alınan hisse senedi piyasası endekslerinin getirilerinin Şekil I'de gösterilen grafiklerine bakılarak her bir endeksin belirgin biçimde ortalamadan sapma gösterdiği dönemlerde bu endekslerde yapısal değişikliklerin ortaya çıkmış olabileceği düşünülerek süreklilik durumu araştırılmıştır. Süreklilik durumunun araştırılması için endekslerin yapısal değişiklik gösterdiği dönemlere bir, diğer dönemlere sıfır değeri verilerek her bir endeks için kukla değişken yaratılmıştır. Bu yolla oluşturulan kukla değişkenlerin varyans denklemlerine eklenmesi sonrasında varyansın gecikmeli değerini gösteren ARCH terimi α 'nın tahmini ile hata teriminin gecikmeli değerini gösteren GARCH terimi β 'nin toplamalarında yarattığı değişimleri değerlendirilmiştir.

Koşulsuz Olasılık Hesaplamaları ile İlgili Bulgular

Sander ve Kleimeir (2002), sürpriz gelişmelerin ülkeler arasında yayılması olgusunu tanımlarken kullanılabilir bir yöntemin bu tür sürprizlerin yol açtığı krizlerinin koşullu olasılığını hesaplamak olduğunu öne sürmektedir. Diğer bir çalışmada Kaminsky ve Reinhart (1999), gelecek yirmidört ay boyunca ortaya çıkabilecek koşullu ve koşulsuz kriz olasılıklarını çözümlen bir yöntem kullanmaktadır. Bu görüşlerin ışığında oluşturulan Tablo III'e göre, bir yıllık bir dönem içinde Rusya hisse senedi piyasası günlük endeksinin koşulsuz olarak kendi ortalamasından sapma olasılığının diğer ülkelere göre daha yüksek olduğu; Türkiye hisse senedi piyasası endeksinin iki yıllık dönemde ortalamadan sapma olasılığının diğer ülkelere göre daha yüksek olduğu göze çarpmaktadır. Diğer yandan, Brezilya için daha uzun dönemde koşulsuz olarak kendi ortalamasından sapma olasılığının düştüğü, Türkiye için koşulsuz olarak kendi ortalamasından sapma olasılığının arttığı ortaya çıkmaktadır.

Tablo III. Bir Yıllık Ve İki Yıllık Dönem İçinde Koşulsuz Olarak Ortalamadan Sapma Olasılıkları

	Bir Yıllık Dönem İçinde Koşulsuz Olarak Ortalamadan Sapma Olasılığı (%)	İki Yıllık Dönem İçinde Koşulsuz Olarak Ortalamadan Sapma Olasılığı (%)
Arjantin	%21.92	% 20.89
Brezilya	%18.74	% 9.64
Meksika	% 17.64	% 19.17
Rusya	% 23.80	% 24.97
Türkiye	% 17.90	% 25.33

Tek Değişkenli Koşullu Değişen Varyans Süreçleri ile İlgili Bulgular

Karşılıklı korelogramlar ve değişkenlerin anlamlılıkları göz önüne alındığında Arjantin, Brezilya, Meksika, Rusya ve Türkiye için tek değişkenli GARCH modellerinin tahmin sonuçları Tablo IV'te gösterilmektedir.

Tablo IV'teki sonuçlar incelendiğinde Arjantin piyasasındaki getirilerin Meksika ve Brezilya hisse senedi piyasalarındaki getirilerden pozitif yönde etkilendiği görülmektedir. Arjantin endeksi, Türkiye endeksinden de pozitif yönde etkilenmektedir. Fakat Arjantin endeksinin Türkiye endeksinden etkilendiğini gösteren katsayı istatistiki olarak anlamsızdır. Arjantin piyasasının varyans denkleminde bakıldığında ARCH ve GARCH terimleri istatistiki olarak anlamlı ve katsayı toplamları 0.99'dur. Malî piyasa verilerinin çoğunda kendini gösteren varyans denklemindeki süreklilik Arjantin piyasasında da ortaya çıkmaktadır.

Tablo IV Brezilya piyasasındaki getirilerin Arjantin ve Meksika piyasasının aynı gündeki getirilerinden ve Türkiye piyasasının bir gün önceki getirisinden pozitif yönde etkilendiğini ortaya koymaktadır. Brezilya'nın varyans denkleminde istatistiki olarak anlamlı olan ARCH ve GARCH terimlerinin katsayı tahminlerinin toplamı 0.96'dır. Bu durumda Arjantin piyasasındaki gibi Brezilya'da da varyans denkleminde süreklilik olduğu sonucu çıkarılabilmektedir.

Tablo IV Meksika piyasasının GARCH(1,1) modelinde ARCH-LM test istatistiği⁴ sonucunun anlamlı olduğunu dolayısıyla GARCH(1,1) modelinde ARCH etkisi bulunmadığını göstermektedir. GARCH (2,1) modelinin ARCH-LM istatistiği sonuçları GARCH(2,1) modelinde ARCH etkisi bulunduğunu sergilemektedir. Bu durumda Meksika endeksinin getirisinin GARCH(2,1) üzerinden değerlendirilmesinin uygun olacağı yönünde ipuçları bulunduğu düşünülmüştür. Meksika endeksindeki getiri Arjantin, Brezilya ve Türkiye piyasalarındaki aynı günlük getiriden pozitif yönde etkilenmektedir. Meksika hisse senedi piyasasındaki getirinin hem GARCH(1,1) modelinin hem de GARCH (2,1) modelinin varyans denklemindeki ARCH ve GARCH

4 ARCH (p) testi $u_t^2 = \lambda_0 + \lambda_1 u_{t-1}^2 + \lambda_2 u_{t-2}^2 + \dots + \lambda_p u_{t-p}^2 + e_t$ gibi bir yardımcı modelin tahmin edilmesi ve bunun arkasından $H_0: \lambda_0 = \lambda_1 = \dots = \lambda_p = 0$ boş hipotezinin H_A : En az bir λ 'nın sıfırdan farklı olması hipotezi karşısında test edilmesiyle yapılabilmektedir. ARCH-LM test istatistiği yardımcı denklemin $R^2(y)$ 'sinin yardımcı denklem tahmin edilirken kullanılan gözlem sayısı (n') çarpılmasıyla elde edilmektedir. $LM = n' * R^2(y)$. Buradan bulunan LM istatistiği, serbestlik derecesi p olan χ^2 tablosu ile karşılaştırılabilmektedir.

terimlerinin katsayı tahminleri istatistiki olarak anlamlıdır. GARCH(1,1) ve GARCH(2,1) modellerindeki varyans denklemlerindeki katsayı tahminleri toplamları sırasıyla 0.93 ve 0.99'dur. Süreklilik Meksika hisse senedi piyasasının GARCH(2,1) modelinin varyans terimlerinin ARCH ve GARCH terimlerinin katsayı tahminleri toplamının 0.99 olmasında kendini göstermiştir.

Tablo IV. Tek Değişkenli GARCH Modelleri¹

Hisse Senedi Piyasalarının Getirileri ²						
	Arjantin (Merval)	Brezilya (BOVESPA)	Meksika (MEXBOL)	Meksika ³ (MEXBOL)	Rusya (RTS)	Türkiye (İMKB100)
Sabit terim	1.63E-05 (0.049)	0.000579 (1.596)	0.000282 (0.960)	0.000288 (0.794)	0.000873** (1.856)	0.001115** (1.737)
r_{Merval}		0.222664* (12.149)	0.118385* (8.434)	0.113252* (8.548)		
$r_{BOVESPA}$	0.323048* (18.121)		0.292314* (18.098)	0.312316* (16.857)		
r_{MEXBOL}	0.346356* (12.307)	0.479872* (17.609)				0.232641* (5.361)
r_{RTS}						
$r_{İMKB}$			0.043997* (4.416)	0.038720* (4.047)		
$r_{Merval(-1)}$					0.040010 (1.418)	
$r_{BOVESPA(-1)}$					0.109519* (3.887)	
$r_{MEXBOL(-1)}$					0.154697* (3.759)	
$r_{İMKB(-1)}$	0.009907 (0.831)	0.055583* (4.697)			0.117880* (6.393)	
Varyans Denklemleri						
Sabit terim	8.40E-06* (3.047)	1.64E-051* (3.840)	1.57E-05* (2.960)	1.99E-06* (2.026)	3.99E-05* (3.353)	7.88E-05* (4.102)
ARCH(1) α_1	0.135287* (6.273)	0.141836* (5.113)	0.120933* (4.338)	0.179690* (4.113)	0.191498* (5.630)	0.146149* (4.840)
ARCH(2) α_2				-0.143822* (-3.306)		
GARCH(1) β	0.849740* (39.252)	0.820191* (29.659)	0.810026* (18.612)	0.955516* (75.119)	0.776547* (20.786)	0.787165* (23.219)
Olabilirlik	5104.482	5049.566	5527.115*	5536.307	4281.593	4003.487
ARCH-LM Testi	0.283	3.562**	4.738*	0.350	2.848**	2.110

¹Parantez içindekiler z istatistiği değerleridir.

²Katsayılar otokorelasyona ve değişen varyans sorununa göre düzeltilmiştir.

³GARCH (2,1), diğerleri GARCH(1,1) modelinin tahmin sonuçlarıdır.

* % 5 hata olasılığı ile istatistiki olarak anlamlıdır.

** % 10 hata olasılığı ile istatistiki olarak anlamlıdır.

Tablo IV Rusya hisse senedi piyasasındaki getirinin Arjantin, Brezilya, Meksika ve Türkiye endekslerinin bir gün önceki getirilerinden pozitif yönde etkilendiğini göstermektedir. Rusya'nın varyans denkleminde bakıldığında ARCH ve GARCH terimlerinin istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmekte ve bu katsayı tahminlerinin toplamı 0.97 olmaktadır. Diğer piyasalarda olduğu gibi Rusya hisse senedi piyasası getirisinin varyans tahmininde de süreklilik varlığını ortaya koymaktadır.

Tablo IV'e göre Türkiye hisse senedi piyasasındaki getirinin sadece Meksika hisse senedi piyasasındaki aynı günlük getirden pozitif yönde etkilenmektedir. Türkiye'nin varyans denkleminde bakıldığında ARCH ve GARCH terimleri istatistiki olarak anlamlıdır. ARCH ve GARCH terimlerinin katsayı tahminleri toplamı 0.93'tür. Ele alınan diğer hisse senedi piyasalarının getiri denklemlerinden farklı olarak Türkiye endeksinin getirisinde düşük süreklilik kendini göstermektedir. Öte yandan, istatistiki olarak % 10 hata olasılığı ile anlamlı olan ve bağımsız değişkenlerdeki değişimin sıfır olduğu varsayımı altında bağımlı değişken olan Türkiye endeksindeki getirinin başlangıç seviyesinin diğer ülkeye kıyasla yüksekliği de dikkati çekmektedir.

Süreklilik ile İlgili Bulgular

Tablo V'e göre Arjantin endeksinin getirisinin koşullu varyans denkleminde yapısal değişiklik yoksa, birim kök bulunmakla birlikte, yapısal değişikliğin koşullu varyans denkleminde eklendiğinde ARCH ve GARCH teriminin katsayı tahminleri toplamı azalmaktadır. Dolayısıyla, Arjantin hisse senedi piyasası endeksindeki yapısal kayma koşullu varyans denklemini birim kökten uzaklaştırmaktadır. Yani yapısal değişikliğin hesaba katılması süreklilik durumuna büyük ölçüde çözüm getirebilmektedir.

Tablo V. Yapısal Değişiklik ve Süreklilik

Ülkeler	Yapısal değişiklik yoksa ($\alpha+\beta$)'nin tahmini	Yapısal değişiklik varsa ($\alpha+\beta$)'nin tahmini
Arjantin	0.99	0.87
Brezilya	0.96	0.96
Meksika	0.93	0.91
Meksika*	0.99	0.99
Rusya	0.97	0.97
Türkiye	0.93	0.93

*GARCH(2,1) modelindeki ($\alpha+\beta$)'nin tahmin sonuçlarıdır.

Diğer yandan, Tablo V'e göre, Meksika'nın GARCH(1,1) modeli ve Türkiye endekslerinin getirilerindeki koşullu varyans denklemindeki ARCH ve GARCH teriminin katsayı tahminleri toplamı (0.93) süreklilik gibi bir sorun ile pek fazla karşı karşıya kalınmadığını düşündürmektedir. Dolayısıyla, Meksika'nın GARCH(1,1) modeli ve Türkiye'de yapısal değişikliklerin hesaba katılması süreklilik ile ilgili herhangi bir değişiklik ortaya koymamaktadır.

Tablo V yapısal değişikliğin hesaba katılmasından bağımsız olarak Meksika'nın GARCH(2,1) modeli ile Brezilya ve Rusya endekslerinin getirilerinde koşullu varyans denkleminde yapısal değişiklik birim kök bulunduğunu göstermektedir. Başka bir ifadeyle, yapısal değişikliğin hesaba katılması Meksika endeksinin GARCH(2,1) modeli ile Brezilya ve Rusya endekslerinin koşullu varyans denklemlerinin direncinde herhangi bir iyileşme ortaya koymamaktadır.

Bir veya birden fazla piyasadan alınan bilginin kullanılmasının varyans denklemlerindeki etkilerini görmek amacıyla, tahmin edilen denklemlerin aynı kalmasıyla birlikte, dört ülkenin koşullu varyans eşitliklerine Türkiye hisse senedi piyasasının getirisinin ortalama etrafındaki kareleri (RDLT) eklenmiştir⁵. Diğer dört ülkenin koşullu varyans eşitliklerine Türkiye hisse senedi piyasası getirisinin ortalama etrafındaki karelerinin (RDLT) eklenmesinin süreklilik üzerindeki etkisi Tablo VI'da sergilenmektedir.

Tablo VI'ya göre, RDLT tahmin edilen denklemlerin hata terimleri ile tahmin varyansının gecikmeli değerlerinden bağımsız olarak sırasıyla Arjantin, Brezilya, Meksika ve Rusya endekslerindeki dalgalanmaları etkilemesi göz önüne alındığında Arjantin ve Brezilya'daki süreklilik durumunun devam ettiği dikkati çekmektedir. Tablo VI'ya göre, Meksika endeksinin GARCH(1,1) tahmininde belirgin bir değişiklik olmamakla birlikte, RDLT Rusya endeksinin tahmin edilen denkleminin hata terimi ile tahmin varyansının gecikmeli değerinden bağımsız olarak Rusya endeksinin ve Meksika endeksinin GARCH(2,1) tahminlerinin süreklilik durumunda hafif bir iyileşme ortaya çıkarmaktadır.

5 $y_i = c + \varepsilon_i$ iken $c = 1/n \sum y_i$ 'dir. Dolayısıyla, $(y_i - c)^2 = \varepsilon_i^2$ olması aynı zamanda öngörü hata karesi olarak da adlandırılabilir.

Tablo VI. Türkiye Hisse Senedi Piyasası Getirisinin Ortalama Etrafındaki Karelerinin (RDLT) Diğer Ülke Endekslerindeki Süreklilik Üzerindeki Etkisi

Ülkeler	$(\alpha+\beta)$ 'nin tahmini	$(\alpha+\beta+RDLT)$ 'nin tahmini
Arjantin	0.99	0.98
Brezilya	0.96	0.96
Meksika	0.93	0.91
Meksika*	0.99	0.97
Rusya	0.97	0.95

*GARCH(2,1) modelindeki $(\alpha+\beta)$ 'nin tahmin sonuçlarıdır.

Tablo VII. Brezilya ve Rusya Endekslerinin Getirilerinin Ortalama Etrafındaki Karelerinin Türkiye Hisse Senedi Endekslerindeki Süreklilik Üzerindeki Etkileri

	$(\alpha+\beta)$ 'nin tahmini	$(\alpha+\beta+RDLB+RDLR)$ 'nin tahmini
Türkiye	0.93	0.95

Birden fazla piyasadan gelen bilginin Türkiye endeksinin varyans denklemindeki etkileri Tablo VII'de verilmiştir. Türkiye endeksinin varyans denklemine, istatistiki olarak anlamlı bulunan Brezilya ve Rusya hisse senedi piyasası getirilerinin belirli bir ortalama etrafındaki karelerinin (sırasıyla RDLB ve RDLR) katsayı tahminleri eklenmiştir. Tablo VII, birden fazla piyasadan alınan geçmiş bilginin kullanılmasının Türkiye piyasasının koşullu varyans denklemindeki katsayı tahminlerinin süreklilik üzerinde iyileşme ortaya çıkarmadığını sergilemektedir.

Sonuç

Hisse senedi piyasası endekslerindeki sürpriz haberlerin yayılması olgusunun değerlendirilmesi ile ilgili olarak oluşturulan veri seti üzerinde yapılan çözümlenmeler sonrasında şu sonuçlara ulaşılmıştır:

Olasılık hesaplamalarının hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmaları açıklayabileceği görüşünden hareketle bir yıl veya daha uzun bir dönem için hisse senetleri endekslerinin koşulsuz olarak ortalamadan sapma olasılıkları hesaplandığında bir yıldan daha uzun dönemde Brezilya'nın ortalamadan sapma olasılığının düştüğü, Türkiye'nin ortalamadan sapma olasılığının arttığı ortaya çıkmıştır.

Tek değişkenli koşullu değişen varyans modellerinde ele alınan Latin Amerika ülkelerinin hisse senedi piyasası getirilerinin, kendisi dışındaki diğer Latin Amerika ülkelerinin hisse senedi piyasası endekslerindeki getirilerinden etkilenmiş; Arjantin ve Brezilya Türkiye endeksinin bir gün önceki getirisinden; Meksika ise Türkiye endeksinin aynı gündeki getirisinden etkilenmiştir. Tek değişkenli modellerdeki koşullu varyans denklemlerindeki ARCH ve GARCH terimlerinin katsayı tahminlerinin istatistiki belirginliği, bu piyasalardaki sürpriz haberlerin bulaşıcılığına ilişkin bazı kanıtlar olarak değerlendirilmiştir. Böylece dolaylı da olsa söz konusu ülkelerin hisse senedi piyasası getirilerinin birbirlerini etkilediği ortaya çıkmıştır.

Malî piyasa verilerinde sıklıkla karşılaşılan varyans denklemindeki bir şokun uzun dönem kendisini hissettirmesi ve şokun etkisinin uzun bir geleceğe taşınması olarak tanımlanan süreklilik durumu ekonomide yapısal bir değişikliğin göstergesi olan kukla değişkenler yardımıyla ele alınmıştır. Yapısal değişiklikler hesaba katıldığında Arjantin hisse senedi piyasasının getirisi süreklilik sorunundan uzaklaşmıştır. Yapısal kaymanın hesaba katılması Brezilya ve Rusya endekslerinin getirilerindeki durağan olmama sorununa belirgin bir çözüm getirmemekte, yapısal kaymanın hesaba katılması Meksika hisse senedi piyasasının getirisinde hafif bir iyileşme ortaya çıkarmıştır.

Birden fazla piyasadandan alınan geçmiş bilginin kullanılması amacıyla, hisse senedi piyasası getirilerinin ortalama etrafındaki kareleri, kendisi dışındaki diğer ülkelerin koşullu varyans eşitliklerine eklenmiştir. Bu yolla elde edilen terimlerin katsayı tahminlerinin koşullu varyans eşitliklerindeki ARCH ve GARCH katsayı tahminlerine eklenmesi sonrasında da sürekliliğin hala kendisini gösterdiği anlaşılmıştır.

Kaynakça

- BAILLIE, Richard T./ BOLLERSLEV, Tim/ MIKKELSEN, Hans Ole (1996), "Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 74: 3-30.
- BERGER, Wolfram/ WAGNER, Helmut (2002), "Spreading Currency Crises: The Role of Economic Interdependence," *IMF Working Paper*, 02/144.
- BRAINARD, William C./ PERRY, George L. (eds.) (1998), *Brookings Papers on Economic Activity (2)* (Washington D.C.: Brookings Institution Press).
- CAMPBELL, John Y./ LO Andrew W./ MACKINLAY, Craig A. (1997), *The Econometrics of Financial Markets* (New Jersey: Princeton University Press).
- DRAZAN, Allan (2000), "Political Contagion in Currency Crises," KRUGMAN, Paul (ed.), *Currency Crises* (Chicago: The University of Chicago Press): 47-70.
- EDWARDS, Sebastian/ SUSMEL, Raul (2001), "Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets," *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, 8506.
- EDWARDS, Sebastian/ FRANKEL, Jeffrey (eds.) (2002), *Preventing Currency Crises in Emerging Markets* (Chicago: University of Chicago Press).

- EICHENGREEN, Barry/ ROSE, Andrew K. / WYPLOSZ, Charles (1996), "Contagious Currency Crises," *National Bureau of Economic Research*, Working Paper, 5681.
- ENGLE, Robert F./ BOLLERSLEV, Tim (1986), "Modelling the Persistence of Conditional Variances," *Econometric Reviews*: 5/1: 1-50.
- FURMAN, Jason/ STIGLITZ, Joseph E. (1998), "Economic Crises: Evidence and Insights from East Asia," BRAINARD, William C./ PERRY, George L. (eds.), *Brookings Papers on Economic Activity* (2) (Washington D.C.: Brookings Institution Pres): 1-135.
- HAMAO, Yasushi/ MASULIS, Ronald W./ NG, Victor (1990), "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *The Review of Financial Studies*, 3/2: 281-307.
- ITO, Takatoshi/ HASHIMOTO, Yuko (2002), "High-Frequency Contagion of Currency Crises in Asia," *National Bureau of Economic Research*, Working Paper, 9376.
- KAMINSKY, Graciela/ LIZONDO, Saul/ REINHART, Carmen M. (1998), "Leading Indicators of Currency Crises," *IMF Staff Papers*, 45/1: 1-48.
- KAMINSKY, Graciela L./ REINHART, Carmen (1999), "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems," *The American Economic Review*, 89/3: 473-500.
- KODRES, Laura E./ PRITSKER, Matthew (2002), "A Rational Expectations Model of Financial Contagion," *The Journal of Finance*, LVII/2: 769-799.
- KRUGMAN, Paul. (ed.) (2000), *Currency Crises* (Chicago: The University of Chicago Press).
- MORANA, C. (2002), "IGARCH Effects: an Interpretation," *Journal of Applied Economic Letters*, 9: 745-748.
- POON, Ser-Huang / GRANGER, Clive (2001), "Forecasting Financial Market Volatility A Review," <http://faculty.washington.edu/ezivot/econ512/ForecastingFMVolatilityPoonGranger.pdf>.
- RIGOBON, Roberto (2002), "Contagion: How to Measure it?," EDWARDS, Sebastian/ FRANKEL Jeffrey (eds.) *Preventing Currency Crises in Emerging Markets* (Chicago: University of Chicago Press): 269-334.
- SANDER, Harald/ KLEIMEIR, Stefanie (2002), *Contagion and Causality: An Empirical Investigation of Four Asian Crisis Episodes*. Maastricht: Maastricht Research School of Economics of Technology and Organization (Research Memoranda).