

# Küresel Krizlerin Bulaşıcılığı: İMKB Koşullu Değişkenliği Üzerinde Krizlerin Bulaşma Etkisinin Analizi

Engin ÇETİNKAYA\*

Erdoğan ALTAY\*\*

## Özet

Bu çalışmada ARMA-EGARCH modelleri kullanılarak 1990 yılı sonrası gerçekleşen başlıca 4 küresel krizin İMKB koşullu değişkenliği üzerinde yarattığı bulaşıcılık etkisi incelenmiştir. Elde edilen bulgular Meksika, Güneydoğu Asya ve Rusya krizlerinin İMKB-100 endeksi koşullu değişkenliği üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkilere yol açtığı, dolayısıyla bu krizlerin bulaştığı yönündedir. Diğer yandan yaşanmakta olan son finansal krizin başladığı varsayılan 11.09.2008 tarihinden itibaren ilk bir yıllık dönemde Dow Jones Bileşik endeksinden İMKB-100 endeksi koşullu değişkenliği yönüne bir bulaşıcılık etkisine rastlanılmamıştır. Ancak bu etki, krizin başlamasının ardındaki ikinci bir yıllık dönem olan 14.09.2009-07.09.2010 döneminde kedisini göstermektedir. Elde edilen bulgulara göre kriz dönemlerinde RTS endeksi hariç İMKB ve diğer piyasalarda koşullu değişkenliğin piyasaya giren bilgiye karşı asimetrik reaksiyon gösterdiği, olumsuz haberlerin değişkenlik üzerinde yarattığı etkinin olumlu haberlere göre daha yüksek olduğu görülmüştür. Diğer yandan tüm kriz dönemlerinde ve tüm endekslerde piyasaya giren bilginin belirli süre kalıcı etkisinin var olduğuna dair delillere ulaşılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** *Bulaşma, Yayılma, Volatilite Yayılma Etkisi, İMKB, Kriz*

**JEL Sınıflaması:** *G01, G15*

## Abstract - Financial Crises Contagion: Analysis of the Crisis Contagion on the Conditional Volatility of ISE

In this research we analysed the contagion of 4 major global crises that are occurred after 1990 on ISE conditional variance by using ARMA-EGARCH models. The evidence shows that Mexico, Southeast Asia and Russia crises have statistically significant effects on ISE conditional variance, so they are contaminated to ISE. On the other hand we could not reach an evidence of contagion towards Dow Jones Composite Index to ISE-100 Index during the first 1 year period of the last global crises that is assumed to be started in 11th September 2008. But the contagion is seen in the second 1 year period (14th September 2009-7th September 2010). The evidence shows that, during the crises periods, ISE and other indexes except RTS have asymmetric reactions to the information. In these periods, bad news create higher impacts on conditional variance than good news. On the other hand new information have consistent effects on conditional variances in all crisis periods and in all indices.

**Keywords:** *Contagion, Spillover, Volatility Spillover Effect, ISE, Crises*

**JEL Classification:** *G01, G15*

\* Vergi Müfettişi

\*\*Doç. Dr., İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İşletme Bölümü

## 1. Giriş

Finansal gelişmeler açısından yaşadığımız dönem, sermayenin küreselleşmesi ile birlikte piyasalar arası etkileşimin fazlaştığı, menkul kıymetleştirme yoluyla birçok farklı özellikte türev ürünün hedging ya da spekülasyon amaçlı olarak finansal piyasalarda işlem hacminin giderek arttığı ve finansal sistem içindeki egemenliğin bankacılık sektöründen finansal piyasalara doğru değiştiği bir dönemdir. Sermaye hareketlerinin bu şekilde serbestleşmesinin beraberinde getirdiği sonuçlardan birisi de krizlerin siyasi sınırları aşarak yayılması, ya da bulaşmasıdır. Küresel çapta finansal piyasaların entegrasyonu ve her türlü ürün üzerine yazılabilen türev ürün çeşitliliğinin artarak piyasalarda alım satıma konu olabilmesi, belirli bir bölgede meydana çıkan ekonomik ya da finansal krizlerin diğer ülkelere de bulaşabilmesine neden olmaktadır. Finansal sistemin hassas yapısından ötürü meydana gelebilecek bir krizin diğer finansal ve reel piyasalara sıçraması ekonomi üzerinde ciddi sorunlara yol açabilmektedir. Bu çerçevede artık günümüzde krizlerin olduğu ülkelerin coğrafi uzaklığı önemini yitirmekte, dünya üzerinde yaşanan krizlerin etkileri az ya da çok diğer ülkeler üzerinde de hissedilmektedir.

Bu çalışmanın amacı, özellikle 1990 yılı sonrasında yaşanan ve küresel boyutta önem arz eden belli başlı kriz dönemlerinde krizlerin başladığı ülke sermaye piyasalarındaki şokların İMKB koşullu değişkenliği üzerindeki bulaşma etkisinin incelenmesidir. Böylelikle İMKB'nin yaşanmış olan farklı krizlere tepkisinin ne şekilde olduğu hakkında bir fikir sahibi olmak ve buradan hareketle hem bireysel ya da kurumsal yatırımcıların hem de politika yapıcılarının geçmiş deneyimlerden hareketle gelecekte yaşanması muhtemel kriz senaryoları karşısında alabilecekleri reaksiyonları değerlendirebilmeleri için bir analiz sunulması amaçlanmaktadır.

Çalışma şu şekilde organize edilmiştir. İkinci bölümde bulaşma etkisinin farklı tanımları tartışıldıktan sonra üçüncü bölümde krizlerin ülkeler arası bulaşma mekanizmaları incelenmektedir. Dördüncü bölümde ise 1990 yılı sonrasında yaşanan başlıca küresel kriz dönemlerinde meydana şokların İMKB üzerindeki bulaşma etkisi araştırılmaktadır.

## 2. Bulaşma Etkisi

Her ne kadar bulaşma etkisine ilişkin üzerinde tam olarak mutabık kalınan bir tanımdan bahsetmek güç olsa da genel olarak bulaşma etkisi belirli bir ülkede yaşanan bir finansal krizin ya da şokun, diğer ülkelere geçiş yapması olarak tanımlanabilir. Bulaşma olgusunun küresel çaptaki etkisinin özellikle Meksika, Güneydoğu Asya, Rusya ve son olarak etkileri halen sürmekte olan küresel finans krizinde görülmesi, konunun önemini ortaya çıkartmıştır. Bu kriz dönemlerinde meydana gelen gelişmeler hisse senedi piyasalarında sert düzeltmelerin, faiz oranlarında ani yükselmelerin ve gayri safi yurt içi hasıllarda yüksek düşüşlerin yaşanmasına neden olarak birçok ülkede ciddi ekonomik ve sosyal etkilere yol açmıştır. Bulaşma etkisinin araştırılması, krizlerin ülkeler arası geçiş sürecinin ve etkilerinin daha iyi anlaşılacak dış kaynaklı finansal şokların neden olabileceği olumsuz etkilerden koruyucu politikaların geliştirilebilmesine yardımcı olabilir.

Moser (2003:159), bulaşma etkisinin bir ülkede yaşanan krizin başka bir ülkede krize neden olması şeklinde açıklanabileceğini ve genel olarak ise finansal krizleri tetikleyen olumsuz şokların piyasalar arası aktarımı olarak tanımlanabileceğini ileri sürmektedir. De Bandt ve Hartmann (2000:55)'a göre bulaşma etkisi dar anlamda bir finansal sorunun bir kurum, piyasa ya da sistemden bir diğerine yayılması iken geniş anlamda ise birçok kurum ve piyasanın yaşama şansını tehlikeye sokan büyük sistematik krizleri de içermektedir. Pericoli ve Sbracia (2001) ise dört farklı kriz tanımına dayalı olarak bulaşma kavramını açıklamaktadır. Birinci tanıma göre bulaşma etkisi, bir ülkede krizin meydana gelmesinin diğer bir ülkede kriz çıkma ihtimalini ciddi bir şekilde arttırması durumu olarak tanımlanmaktadır. Bu tanım özellikle kurlarda yaşanan krizlerle yakından ilgilidir. Bu tanımın diğer bir özelliği de krizi tetikleyen faktörlerin üzerinde durması ve krizin aktarımı ile ilgilenmemesi nedeniyle bütün ortak krizleri, ticari bağlantıları ve irrasyonel davranışları bulaşma etkisi olarak nitelendirmesidir. Pericoli ve Sbracia'nın ikinci tanımı ise bir ülkede yaşanan fiyat dalgalanmalarının diğer ülkelere aktararak belirsizliğin uluslararası finansal piyasalara sıçraması şeklindedir. Üçüncü tanıma göre ise bulaşma, varlık fiyatlarının ülkeler arasında birlikte hareket etmesi halinin temel

ekonomik deęişkenlerle hesaplanamadığı durumda ortaya çıkmaktadır. Bulaşmaya ilişkin dördüncü tanım ise bir veya daha fazla varlık fiyatının ve işlem miktarının birlikte hareket etme katsayılarında görülen artış şeklindedir. Dolayısıyla bu tanıma göre piyasaların olağan durumlara göre aşırı bir şekilde birlikte hareket etmeleri bulaşıcılığın bir göstergesidir.

Dünya Bankası<sup>1</sup> ise bulaşma etkisini geniş, kısıtlı ve çok kısıtlı olmak üzere üç şekilde tanımlamaktadır. Geniş tanıma göre bulaşma etkisi, krizlerin ülkeler arası aktarımı veya ülkeler arası yayılma etkisi olup krizlerden bağımsız olarak iyi veya kötü zamanlarda ortaya çıkabilmektedir. Kısıtlı tanıma göre ise bulaşma, ortak şokların ve ülkeler arası temel bağlantıların ötesinde, şokların diğer ülkelere aktarımı ya da ülkeler arası korelasyonudur. Bu şekilde yaşanan bir bulaşma etkisi genellikle aşırı birlikte hareket olarak adlandırılmakla beraber sürü davranışı ile açıklanmaktadır. Bulaşma etkisine ilişkin olarak Dünya Bankasının yaptığı çok kısıtlı tanıma göre ise bulaşıcılığın sakin zamanlardan ziyade kriz dönemlerinde artan ülkeler arası korelasyon olarak tanımlandığı görülmektedir.

Krizlerin bulaşıcılığının tanımlanmasına ilişkin olarak Khallouli ve Sandretto (2010) ise beş farklı tanım yapmaktadır. Bu tanımlardan birincisi bulaşmayı en genel şekilde krizin bir piyasadan diğerine geçişi olarak açıklamaktadır. İkinci tanıma göre bulaşma ise şokların temel etmenlerden öte bir yayılma özelliği göstermesi, başka bir deyişle şokların etkisinin ülkeler arası olağan ticari ya da finansal kanal ya da mekanizmalardan daha farklı, önemli ya da hızlı olarak gerçekleşmesi durumudur. Bulaşmaya ilişkin olarak yapılan üçüncü tanım ise yatırımcıların sürü davranışı ya da panik hareketleri sonucu şokların yayılması şeklindedir. Dördüncü açıklamaya göre ise bulaşma, piyasaları birlikte hareket ettirecek şokların herhangi bir kanalla aktarımı olarak ifade edilmektedir. Son tanıma göre ise bulaşma, kriz dönemlerinde meydana gelme olasılığı normal dönemlere göre daha yüksek olan şokların aktarımının yüksek frekanslı bir süreci olarak açıklanmaktadır.

---

<sup>1</sup> Bakınız: <http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTRESEARCH/EXTPROGRAMS/EXTMACROECO/0,,contentMDK:20889756~pagePK:64168182~piPK:64168060~theSitePK:477872,00.html>, (erişim: 15.05.2012)

Krizlerin bulaşma etkisinin incelenmesinde kullanılan yaygın yaklaşım ise volatilité yayılma etkisi olarak adlandırılmaktadır. Edwards ve Susmel (2001)'e göre volatilité yayılma etkisi de bir piyasada görülen şokların diğér bir piyasanın volatilitesi üzerinde anlamlı bir şekilde artırıcı etkiye neden olması olarak tanımlanmaktadır.

Bulaşma etkisinin bir piyasada yaşanan şokların diğér piyasalara aktarımı şeklindeki tanımından hareketle bu çalışmada da uygulanan araştırma yöntemi, krizlerin başladığı ülke sermaye piyasalarının koşullu varyanslarının modellenmesi ile elde edilen şokların, İMKB Ulusal 100 endeksi koşullu varyansı üzerindeki etkisinin araştırılması şeklinde olmaktadır. Ayrıca kriz dönemlerinde piyasaya giren bilginin İMKB-100 endeksinin koşullu değişkenliği üzerindeki büyüklük, kalıcılık ve asimetriklik özellikleri de incelenmektedir.

### **3. Krizlerin Ülkelerarası Bulaşma Mekanizmaları**

Farklı ülkelerde yaşanan finansal krizlerin eşanlı olarak diğér ülkelerde de yaşanmasına ilişkin olarak yapılan açıklamalar dört grup altında toplanabilir. Bunlar temel ekonomik ve politik unsurlardan kaynaklanan bağlantılar, finansal bağlantılar, yatırımcı davranışı ve likidite bağlantıları olarak sıralanabilir.

#### **3.1. Temel Ekonomik ve Politik Unsurlar**

Krizlerin ülkeler arasında bulaşmasına neden olan en önemli unsurlardan birincisi temel ekonomik unsurlardır. Farklı ülkelerin ticari rakip olması da, karşılıklı ticari ilişkiye sahip olmaları da bulaşıcılığı artırabilmektedir. Ülkelerin belirli ürünler için birbirleriyle rekabet halinde olmaları durumunda ülkelerden birinde meydana gelen kriz, diğér ülkenin makroekonomik değişkenlerini etkilemektedir. Yayılma etkisi olarak adlandırılabilen bu durum, bir ülkede yaşanan devalüasyonun ticari anlamda rakip ülkelerin ürünlerini görelî olarak pahalı hale getirerek bu ülkelerde bir krizi tetikleme şeklinde ortaya çıkabilir. (Back, Bandopadhyaya ve Du, 2005: 536-537; Masson, 2006: 266; Kuusk ve Paas 2010: 8)

Ülkeler arasında bulunan yüksek derecede ticari ilişkinin krizlerin bulaşmasına neden olması ise ana ülkede meydana gelen bir devalüasyonun bu ülkenin ürettiği

malları yabancı mallara nazaran daha düşük maliyetli hale getirmesi nedeniyle diğer ülkenin ihracatını azaltıp ithalatının artmasına yol açarak cari dengesini bozması ve devalüasyon yapmak zorunda bırakması olarak açıklanmaktadır. (Gerlach ve Smets 1995: 45-63)

Temel ekonomik unsurlara ilişkin bir diğer açıklama ise ülkelerin makroekonomik alanda benzerliklere sahip olmaları nedeniyle krizin bulaşmasıdır. Temel ekonomik performansı kötü olan ülkeler özellikle yetersiz bilgiye sahip yatırımcılar tarafından benzer ülkeler olarak değerlendirilmekte ve bu yanlıgı nedeniyle söz konusu ülkelerden birinde meydana gelen kriz yatırımcıların gözünde aynı kategoride olan diğer ülkelerin de aynı şekilde değerlendirilmesine ve krizin bir ülkeden diğerine ihraç edilmesine neden olmaktadır. (Hernandez ve Valdes 2001: 205)

Farklı ülkelerde yaşanan krizlerin altında temel birtakım ekonomik nedenlerin yattığını ileri süren bir başka açıklamaya göre özellikle gelişmiş ülkelerde uygulanan politikalar birçok gelişmekte olan ülke üzerinde Muson etkisi adı verilen bir etkiye neden olmaktadır. Örneğin gelişmiş ülkelerde meydana gelen bir faiz artışı gelişmekte olan ülkeleri de aynı yönde etkilemekte ve piyasalarda eşanlı fiyat değişimlerine neden olabilmektedir. (Back, Bandopadhyaya ve Du, 2005: 536-537 ve Masson, 2006: 266)

Drazen (1998) ise bulaşıcılığa ilişkin olarak politik baskıların etkisini incelemiştir. Buna göre kur politikasına ilişkin yerel merkez bankaları üzerinde yapılan eş politik baskıların, bir ülkenin sabit kur politikasından vazgeçmesinin diğer ülkeleri de devalüasyon yapmaları konusunda teşvik edeceği ileri sürülmektedir. Böylelikle döviz kuru krizlerinin aynı anda gerçekleşmesinin altında yatan neden olarak temel ekonomik göstergelerdeki bozulmalardan ziyade ortak politik baskıların da olabileceği ileri sürülmektedir.

Krizlerin ülkelerarası bulaşıcılıgına ilişkin olarak ticari bağlantıların ve makroekonomik benzerliklerin ileri sürüldüğü açıklamalarda iki ülkenin karşılıklı ilişkilerine dikkat çekilmektedir. Buna göre kriz bir ülkenin hatası nedeni ile ortaya

çıkarmakta ve diğer ülkelere bulaşmaktadır. Diğer yandan bulaşıcılığa ilişkin bir başka açıklama ise ortak krizler teorisi olabilir. Buna göre karşı karşıya olunan kriz, ülkeler için dışsal veridir. Örneğin Corsetti, Pesenti, Roubini ve Tille (2000), C ülkesinin ürünlerine olan bir talep azalışının, ikame ürün üreten A ve B ülkeleri üzerinde yol açacağı ekonomik etkilerden yola çıkarak dışarıdan kaynaklanan bir krizin bu ülkelerdeki varlık fiyatlarının birlikte hareket edeceğini açıklayan ve ortak kriz olarak adlandırılan bir yaklaşımı ileri sürmektedir.

### **3.2. Finansal Bağlantılar**

Finansal piyasalardaki gelişim, finansal piyasalar arası entegrasyon, sermayenin serbest dolaşımı, artan işlem hacmi ve menkul kıymet çeşitliliği, krizlerin ülkeler arası ticari ilişkiler kadar finansal sistem üzerinden de bulaşmasına neden olmaktadır. Özellikle Güneydoğu Asya krizinden sonra krizlere ilişkin bulaşıcılığı açıklamaya çalışan teoriler arasında ülkeler arası finansal bağlantıların önemini ortaya koyan çalışmalar dikkat çekici olmuştur. Bu yaklaşıma göre temel olarak iki unsur bulaşıcılığa yol açmaktadır. Bunlardan ilki ortak bir borç vericinin varlığı, diğeri ise ahlaki tehlikedir.

Finansal hareketlerdeki eşzamanlılığın ardında yatan en önemli nedenlerden birisinin borç alıcılar için ortak bir borç verici olması ve bu borç vericinin kontrolü altında olduğu düzenleyici otoritenin uygulamaları olduğu ileri sürülmektedir. Böyle bir durumda borç veren bankanın kredi müşterileri arasında yer alan (ya da tahvillerini satın aldığı) bir ülkede meydana gelen bir kriz, söz konusu varlıkların riskliliğini yükseltecek ve değerlerini düşürecektir. Bu durumda bankacılık düzenlemeleri çerçevesinde artan risk karşısında ya sermaye artışı talep edilecek ya da mevcut sermaye düzeyinde sahip olunan risk düzeyini azaltmak için mevcut varlıklar azaltılacaktır. Varlıkların satılması ya da kredilerin azaltılması durumunda kriz yaşanmayan ülkelere ait varlıkların da satılması bu varlıkların da değerini düşürecek ve düşen varlık fiyatları krizin diğer ülkelere de bulaşmasına neden olabilecektir. (Van Rijckeghem ve Weder 2001: 296)

Bulaşma olgusunun nedenleri arasında ileri sürülen açıklamalardan bir başkası ise ahlaki tehlikedir. Ahlaki tehlikenin bulaşma etkisine yol açması şu şekilde açıklanabilir: Bir ülkeye yapılacak yatırımların ülkenin ekonomik göstergelerindeki kırılganlığa ve artan riske karşı devam etmesi, söz konusu ülkeye ilişkin uluslararası düzeyde uygulanan kurtarma planları nedeniyle mümkün olabilmektedir. Uluslararası düzeyde sağlanan garantilerin ve kriz yaşanan ülkeye kullandırılan kredilerin yapılan yatırımların olası kayıplarını karşılamaya yeteceği düşünüldüğü sürece yatırımlar devam edecek ancak verilen kredi ve garantiler diğer ülkeler için kullandırılacak kredi kaynağının azalmasına yol açacaktır. Bu noktadan sonra yardımların durması ise genel bir politika değişikliğine dair bir işaret olarak algılanarak diğer ülkelerin krize girmesi durumunda kurtarma planının uygulanmayacağına yönelik bir beklenti oluşturmakta ve yatırımcıların buna göre bir reaksiyon göstererek krizin diğer ülkelere de bulaşmasına neden olabilmektedir (Moser 2003: 165). McKinnon ve Pill (1998) de ulusal düzeyde verilen mevduat güvencesinin ahlaki tehlike çerçevesinde krize ve krizin bulaşmasına neden olduğu görüşüne ilişkin bir çalışma ele almıştır.

### **3.3. Yatırımcı Davranışı**

Krizlerin bulaşmasına ilişkin olarak yapılan bir başka açıklama ise yatırımcı duyarlılığı ya da tutumundaki değişimlere ilişkindir. Özellikle sermayenin serbest dolaşımı ve ülkeler arası yatırımlar için engellerin kalkması, bir ülkeden diğer ülkeye büyük ölçekte portföy yatırımlarının hızla girip çıkması ve ekonomik dengeler üzerinde etkili olmasına neden olmuştur. Portföy yatırımlarının hangi ülkeye yapılacağına ise diğer unsurlar yanında yatırımcıların beklenen getiri oranı ve risk gibi karar mekanizmalarının ve yatırımcı beklenti, tutum ve davranışlarının önemli olduğu görülmektedir.



Saf bulaşma etkisi olarak adlandırılabilen bu etkiye göre bir ülkede meydana gelen bir kriz, diğer ülkelerin durumunda bir değişiklik olmasa da yatırımcıların riske karşı tutumlarını etkilemektedir. Yatırımcıların riske karşı tutumlarının ve bu ülkeler hakkındaki değerlendirmelerini yeniden gözden geçirmeleri, krizin diğer ülkelere de bulaşmasına yol açmaktadır. (Back, Bandopadhyaya ve Du, 2005: 536-537 ve Masson, 2006: 266)

Çeşitli araştırmalar, bulaşma olgusunun nedenleri arasında temel ekonomik faktörlerin yanında yatırımcı risk iştahının da olduğunu ortaya koymaktadır. Bu çalışmalardan başlıcaları arasında Kumar ve Persaud (2002), Back, Bandopadhyaya ve Du (2005), ve Coudert ve Gex (2007)'in çalışmaları verilebilir. Yatırımcı risk iştahındaki değişimin ortaya çıkardığı önemli bir sonuç varlık fiyatlarını birbirleriyle yüksek derecede ilişkili hale getirmesidir. Risk iştahındaki artışa paralel olarak varlık fiyatlarının birlikte hareket etmesi yerel piyasa çerçevesinde olabileceği gibi birbirleriyle doğrudan ilişkili olmayan piyasalarda da gerçekleşebilmekte, bir piyasada artan stres risk genel iştahının azalmasına bağlı olarak diğer piyasalardaki yatırımları da etkileyerek krizin yayılmasına neden olabilmektedir. Bu duruma ilişkin önemli bir örnek Güneydoğu Asya krizinde yaşanmıştır. Tayland'da meydana gelen devalüasyonun risk iştahını azaltması ve krizin diğer gelişmekte olan ülke piyasalarına yapılan yatırımın azaltılarak buradaki varlık fiyatlarının düşmesi ile bulaşması söz konusu olmuştur. (Gai ve Vause, 2006: 167)

Özellikle Güneydoğu Asya krizi bir ekonomide görülen krizin yalnızca ticari ilişkiler, para politikaları ya da finansal bağlantılar gibi temel ekonomik nedenlerle bulaşmadığı bu faktörlerin yanında yatırımcı beklentilerinin de önemli bir rol oynadığını göstermektedir. Masson (1992), özellikle çoklu denge teorisine göre bir ülkede yaşanan krizin, yatırımcıların diğer ülkeler hakkındaki beklentilerini olumsuz yönde değiştirmelerine yol açtığını ifade etmektedir. Bu teoriye göre ekonomilerin birbirleriyle bağlantısı olmasa da bir ülkenin krize girmesinin diğer ülkeler ile ilgili bir sinyal olarak algılanması, yatırımcı beklentisindeki değişim yoluyla krizin diğer ülkelere de bulaşmasına yol açmaktadır. Bulaşma etkisine ilişkin çoklu denge teorisi, ülkelerin birbirlerinden bağımsız olmalarına rağmen aynı krizleri yaşama nedenini

açıklama iddiasında olarak tek tek ve toplu çöküşlere ilişkin açıklayıcı bir hipotez ileri sürmektedir.

Yatırımcı davranışı ile ilgili bir başka açıklama da sürü psikolojisidir. Sürü psikolojisi kısaca yatırımcının kişisel analiz ve değerlendirmelerini bir kenara bırakarak başkalarının alım satım kararlarını kendi alım satım kararları için temel kriter olarak değerlendirmesidir. Bu durumda yatırımcılar geçerli bir bilgiye sahip olmadan ancak başkalarının böyle bir bilgiye sahip olduğunu düşünerek yatırımlarını yönlendirerek krizlerin oluşmasına, var olan krizlerin değişmesine ve hatta krizlerin diğer ülkelere de bulaşmasına neden olabilmektedirler. Kodres ve Pritsker (2002) ise saf öğrenme etkisi adı verilen bir etkinin de bulaşmaya neden olacağını ileri sürmektedir. Bu yaklaşıma göre küresel yatırımcılar özellikle gelişmekte olan ülkelerle ilgili yeterli bilgiye sahip olamamaları durumunda aynı kategorideki bir ülkenin performansını diğer ülke ile ilgili yatırım kararları için bir veri olarak kullanmaktadırlar. Bu da bir ülkedeki krizin, aslında kriz yaşamaması gereken başka bir ülkeye sıçramasına yol açabilmektedir.

### **3.4. Likidite Bağlantıları**

Küresel ekonomik yapının değişimi, krizlerin yapısı ile beraber ve ülkelerarası bulaşıcılıkta söz konusu olan kanalları da değiştirmektedir. İlk önceleri reel ekonomik ilişkilerin etkilenmesi ile krizler bulaşırken sermayenin küreselleşmesi ve uluslararası piyasalarda portföy yatırımlarının artması, bulaşma kanalları üzerinde yatırımcı davranışı ve yatırımın gerektirdiği koşulların etkili olmasına neden olmaya başlamıştır. Bu çerçevede özellikle Rusya krizinin yaşanması ve diğer ülkelere bulaşmasında teminat çağırısı, servet etkisi ve dolayısıyla likidite bağlantılarının önemli bir role sahip olduğu görüşü bulunmaktadır.

Son yıllarda finansal piyasalarda türev ürünlerin işlem hacimlerinin çok yüksek boyutlara ulaştığı bir gerçektir. Birbirinden farklı birçok ürün üzerine yazılabilen türev ürünler piyasasında işlem yapmanın bir özelliği, baz ürünle ilgili ilerideki bir tarihe gerçekleşecek olan işlemin fiyatının şimdiden belirlenmesi ancak ödemenin gelecekte yapılmasıdır. Nakdi mutabakat sistemi söz konusu olduğunda ise pozisyon

alabilmek için başlangıç teminatının yatırılması ve gerektiğinde teminat tamamlama çağrılarının yerine getirilmesidir. Bu durum kaldıraç etkisine neden olmakta ve spekülâtörler için spot piyasada alınabilecek pozisyonun çok daha fazlası vadeli piyasalarda açılabilir. Ancak bu durum bir ülkede yaşanan krizin teminat tamamlama çağrısı dolayısıyla likidite bağlantısı kanalıyla başka ülkelere de bulaşmasına yol açabilmektedir.

Bir ülkede meydana gelen kriz vadeli piyasalarda düşüşe neden olmakta, burada alınan uzun pozisyonlarda karşılaşılan zararlar teminatları düşürmekte ve teminat, sürdürme teminatının altına düştüğünde ise teminat tamamlama çağrısı yapılabilmektedir. Büyük tutarlarda pozisyon alan uluslararası yatırımcıların bir ülkedeki pozisyonları bu şekilde etkilendiğinde teminat tamamlama çağrısına cevap vererek eksilen teminatlarını yatırmak için kriz yaşamayan diğer ülkelerdeki varlıklarını satabilmektedirler. Bu ülkelerin varlıklarına gelen satış ise fiyatları düşürerek krizin diğer ülkelere de yayılmasına neden olabilmektedir. (Kuusk ve Paas 2010: 8) Likidite kanalı ile bulaşma olgusunun açıklanmasına ilişkin olarak Valdes (1997) ise servet etkisinin önemini ortaya koymuştur.

#### **4. 1990 Yılı Sonrası Yaşanan Başlıca Küresel Krizlerin İMKB Üzerindeki Volatilité Bulaşma Etkisinin Ölçülmesi**

1990'lu yıllardan itibaren küresel sermayenin yerel piyasalardaki faaliyetlerinin yerel ekonomiler üzerindeki etkilerini artırmasından sonra belirli bölgelerde ortaya çıkan krizlerin hızla diğer ekonomilere bulaştığı görülmüştür. Bu krizler arasında 1994 yılında yaşanan Meksika krizi, 1996 yılında başlayan Güneydoğu Asya krizi, 1998 Rusya krizi, 2008'de başladığı kabul edilen ve etkileri farklı boyutlarda hala devam eden Mortgage Krizi ya da Küresel Finans krizi önemli örnekler arasında yer almaktadır. Söz konusu krizlerin başladığı tarihler, krizin ilk olarak ortaya çıktığı ülkeler ve kriz nedenleri birbirinden farklı olsa da bu krizlerin ortak özelliği hepsinin de küresel olarak yayılması ve birçok ülkeyi etkilemesidir. Ekonomilerin barometresi olma özelliği sıklıkla dile getirilen sermaye piyasalarının bu krizlere verdiği tepkiler ve kriz sürecinin İMKB'deki dalgalanmalar üzerindeki etkisinin incelenmesi, ülke

ekonomisinin küresel krizlere verdiği tepkilerin daha iyi anlaşılmasına ve bu yolla daha sağlıklı politikalar geliştirilebilmesine yardımcı olabilecektir.

Küresel krizlerin İMKB üzerindeki bulaşıcılık etkisinin incelendiği önceki çalışmalar arasında Alper ve Yılmaz (2004)'ın 1992-2001 dönemini kapsayan çalışmasında 1998 Rusya krizinin ve 1997 Asya krizinin İMKB volatilitesi üzerinde artırıcı etkisinin olduğuna dair sonuç elde edilmiştir. Diebold ve Yılmaz (2008)'in 1992-2007 yılları arasında ABD, İngiltere, Fransa, Almanya, Hong Kong, Japonya ve Avustralya hisse senedi piyasalarının aralarında Türkiye de olmak üzere 12 gelişmekte olan ülke piyasası endeksi arasındaki volatilitate yayılma etkisini VAR modeli ile incelediği çalışmada da kriz dönemlerinde volatilitate yayılmasının görüldüğüne dair bulgular elde etmişlerdir. Çelikkol, Akkoç ve Akarım (2010)'ın çalışmasında ise 15.09.2008 tarihinde iflas eden Lehman Brothers'ın İMKB-100 endeksi volatilitesi üzerindeki etkisi GARCH modelleri kullanılarak incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre iflas sonrasında İMKB-100 endeksinin volatilitesinin yaklaşık olarak %50 düzeyinde arttırdığı görülmüştür. Kriz dönemlerinde volatilitate yayılma etkisinin incelendiği bir başka çalışmada ise Akel (2011), Köşegen VECH yöntemini kullanarak 1997 Güneydoğu Asya krizi ile 2008 Küresel Krizin İMKB-100 endeksi üzerindeki ortalama ve volatilitate yayılma etkisini araştırmıştır. Elde edilen bulgulara göre krizin İMKB-100 endeksinin koşullu ortalama getirisi üzerinde anlamlı etkisinin görülmemesine karşın endeks volatilitesinin Asya krizi döneminde önemli ölçüde arttığı görülmüştür. Elde edilen sonuçlara göre inceleme kapsamına alınan diğer bir kriz olan 2008 Küresel krizi ise İMKB-100 endeksi koşullu ortalama getiri oranı üzerinde anlamlı bir negatif etkiye sahip olmuştur. Çalışmada elde edilen bir diğer sonuç da 2008 küresel krizinin İMKB-100 endeksi koşullu varyansı üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğu yönündedir.

#### 4.1. Metodoloji

Bu çalışmada finansal krizlerin piyasalar arası bulaşma etkisinin incelenmesinde krizin başladığı piyasada meydana gelen şokların İMKB koşullu değişkenliği üzerindeki etkisi analiz edilmektedir. Bir piyasadaki değişkenliğin analiz edilmesi için Engle (1982)'ın ortaya koyduğu ARCH ve Bollerslev (1986)'in geliştirdiği GARCH modelleri yaygın olarak kullanılmaktadır. Ancak bu modeller yapıları gereği dışsal bilgilerin değişkenlik üzerindeki etkisini ölçerken olumlu ya da olumsuz bilginin taşıyabileceği asimetrik özellikleri yansıtmamaktadır. Özellikle kriz dönemlerinde olumsuz bilgilerin yaratacağı etkilerin olumlu bilgilerden daha şiddetli olması asimetrimin önemini ortaya koymaktadır. Bu nedenle asimetrik tepkiyi ayırıştırabilen ve Nelson (1991) tarafından önerilen EGARCH yöntemi krizlerin farklı piyasalar üzerine bulaşma etkisinin araştırılmasında kullanılabilir. Örneğin Iwatsubo ve Inagaki (2006), 22 Asya ülkesi ile ABD hisse senedi piyasaları arasındaki bulaşıcılık etkisini incelemişler ve getiri ve getiri oynaklıkları açısından ABD borsalarından Asya borsaları yönüne doğru olan bulaşıcılık etkisi daha güçlü olmak üzere, karşılıklı bulaşıcılık etkisinin var olduğuna dair bulgulara ulaşmışlardır. Diğer yandan bulaşıcılık etkisinin Asya krizi döneminde kriz sonrası döneme göre daha yüksek olduğu görülmüştür. Bir başka çalışmada ise Bernadette ve Morales (2009), 7 Asya hisse senedi piyasası ile ABD piyasası arasındaki son küresel finans krizi dönemindeki bulaşıcılık etkisini incelediği çalışmada VAR-EGARCH yöntemi kullanmış ve volatilité yayılma etkisi analiz edilmiştir. Elde edilen bulgular genel olarak ABD krizinin Asya sermaye piyasaları üzerinde bulaşıcı bir etkisinin olmadığı ancak elde edilen volatilité geçişine dair güçlü bulguların söz konusu piyasalardaki karşılıklı etkileşimden kaynaklandığı yönündedir. ABD küresel krizinin Kuzey Afrika ve Ortadoğu (MENA) ülkeleri sermaye piyasaları üzerindeki saf bulaşma etkisini inceleyen Khallouli ve Sandretto (2010) ise Markov-Switching EGARCH yöntemini kullanmış ve yaşanmakta olan ABD kaynaklı küresel finans krizinin üçüncü safhasında ABD piyasalarından MENA ülke sermaye piyasaları üzerine bulaşıcılığın görüldüğüne dair bulgulara ulaşmıştır. Türkiye'nin de incelendiği bu çalışmada kullanılan yöntem, küresel finans krizi döneminde MENA sermaye piyasalarında

krizin oluşup olmadığından ziyade piyasa duyarlılığındaki değişimin ölçülmesi üzerine odaklanmıştır.

Bu çalışmada ise EGARCH yöntemi kullanılarak farklı küresel krizlerin gerçekleştiği dönemlerde krizlerin başladığı ülke sermaye piyasalarındaki şokların İMKB koşullu değişkenliği üzerindeki etkileri incelenmektedir. Farklı çalışmalarda bir ülke içindeki döviz piyasası, para piyasası ya da sermaye piyasası gibi piyasalar arasında volatilité yayılma etkisinin ölçülmesinde de kullanılan bu yöntem<sup>2</sup>, bu çalışmada kriz yaşanan ülke piyasalarındaki değişkenliğin İMKB üzerindeki bulaşma etkisinin tespit edilmesinde kullanılmaktadır.

Çalışmada hisse senedi piyasalarını temsil eden endekslerin getiri oranları kullanılarak ilk etapta her piyasanın ele alınan dönem içindeki getiri oranına ait ortalama ve koşullu varyans yapısını ortaya koyan ARMA-EGARCH modeline ilişkin parametreler tahmin edilmektedir. Tahmin edilen model aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$ARMA(r,s): \quad R_{a,t} = c + \sum_{i=1}^r \tau_i R_{a,t-i} + \varepsilon_{a,t} + \sum_{j=1}^s \theta_j \varepsilon_{a,t-j} \quad (1)$$

$$EGARCH(p,q): \quad \ln h_{a,t} = \omega_0 + \sum_{l=1}^p \alpha_l \left| \frac{\varepsilon_{a,t-l}}{\sqrt{h_{a,t-l}}} \right| + \sum_{m=1}^q \phi_m \frac{\varepsilon_{a,t-m}}{\sqrt{h_{a,t-m}}} + \sum_{k=1}^q \beta_k \ln h_{a,t-k} \quad (2)$$

Modelin ARMA(r,s) kısmında yer alan unsurlar şu şekilde açıklanabilir: a, borsa endeksi,  $R_{a,t}$  a endeksinin t zamanındaki getiri oranı ve  $\varepsilon_{a,t}$  ise hata terimidir. Model, ARMA(r,s) denkleminde elde edilen hata terimine ait gecikmeli değerleri değişken olarak koşullu varyans (EGARCH(p,q) modeli) içine almaktadır. EGARCH(p,q) modelinde yer alan bağımlı değişken olan ( $\ln h_{a,t}$ ) koşullu varyansın logaritması, kendi gecikmelerinden ve ARMA modelinden elde edilen hata teriminin gecikmelerinden türetilen değişkenlerin bir fonksiyonu olarak tasarlanmıştır.

Koşullu varyans modelinde yer alan  $\alpha_l$  parametresi ise endeks getiri oranı değişkenliğinin piyasaya gelen bilgidaki değişime olan tepkisini göstermektedir. GARCH etkisi ya da simetrik etki olarak adlandırılan bu parametre büyüklük etkisini

<sup>2</sup> Bu çalışmalara ilişkin ayrıntılı inceleme ve literatür taraması için bkz. Özenin, 2008.

göstermektedir. Dolayısıyla  $\alpha_l$  parametresi piyasadaki olaylara karşı koşullu değişkenliğin duyarlılığının bir ölçüsü olarak değerlendirilebilir.

Bu modelde yer alan  $\beta_k$  parametresi ise, koşullu varyansın başka bir etki dikkate alınmadan kalıcılığını, dolayısıyla uzun vadeli etkisinin sürekliliğini göstermektedir. Dolayısıyla bu parametrenin büyüklüğü, getiri oranı üzerindeki bir şokun değişkenlik üzerindeki kalıcılığının bir göstergesi olmaktadır. Parametrenin mutlak değer cinsinden büyük ve istatistiksel olarak anlamlı olması, şokun kalıcılığının da büyük olduğu, şokun gelecekte de varyans üzerinde etkili olacağı anlamına gelmektedir.

Modelde yer alan  $\phi_m$  ise değişkenliğin bilgiye olan asimetric tepkisini göstermektedir. Bu parametrenin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olmaması iyi haber ile kötü haberin koşullu varyans üzerindeki etkisinin aynı şekilde olduğu, diğer bir deyişle etkinin simetrik olduğunu göstermektedir. Parametrenin anlamlı olması ise, iyi haber ile kötü haberin değişkenlik üzerindeki etkilerinin farklı olduğu anlamına gelmektedir. Parametrenin negatif olması durumunda olumsuz şokların (kötü haber) değişkenlik üzerindeki etkisinin pozitif şoklara (iyi haber) göre daha yüksek olduğu söylenebilir. Parametrenin pozitif olması durumunda ise pozitif şokların varyansı artırıcı özelliği negatif şoklara göre daha yüksek olmaktadır.

Bulaşıcılığın test edilmesinde izlenecek olan bu ilk aşamada küresel krizlerin yaşandığı dönemde krizin başladığı ülke sermaye piyasasının getiri oranının koşullu varyans yapısı yukarıda yer alan ARMA-EGARCH modeli ile tahmin edilmektedir. Dolayısıyla bu model çalışma kapsamına alınan Meksika (IPC), Hong Kong (Hang Seng), Rusya (RTS), ABD (Dow Jones Composite) ve Türkiye (İMKB-100) borsa endeksi günlük getiri oranları kullanılarak tahmin edilmiştir. Her bir piyasa için belirlenen parametre tahmin dönemi ise krizin başladığı kabul edilen tarihi izleyen 1 yıl olarak belirlenmiştir.<sup>3</sup> Böylelikle her endeksin getiri oranı yapısının ortaya konulmasına çalışılmıştır.

<sup>3</sup> Söz konusu yöntemde kullanılan tahmin döneminin belirlenmesine ilişkin farklı yaklaşımlar mevcuttur. Örneğin Hernandez ve Valdes (2001) çalışmalarında bu dönemi krizin başlangıç tarihinden 3 ay önce ve 12 ay sonrası olarak belirlemiştir. Diğer yandan Baig ve Goldfain (1998) ile Alper ve Yılmaz (2004) krizin başlangıç tarihinden

Yöntemin ikinci aşamasında ise İMKB-100 endeksi hariç diğer endeks getiri oranları için tespit edilen ARMA-EGARCH modellerinin kalıntıları, İMKB-100 endeksine ait ARMA-EGARCH modellerinde yer alan koşullu varyans denklemlerine ek bir açıklayıcı değişken olarak yer alacaktır. Böylelikle krizlerin başladığı ülke piyasalarından gelen şokların (bilgi veya haber) İMKB koşullu değişkenliği (riski) üzerindeki etkilerinin analiz edilmesi mümkün olabilecektir. Her kriz döneminde ARMA-EGARCH modellerinden elde edilen kalıntıların, İMKB için uygulanan ARMA-EGARCH modelleri içinde bir bağımsız değişken olarak kullanılmasıyla İMKB değişen varyansı üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlılığı sınanabilmekte ve bulaşma etkisi değerlendirilmektedir. İkinci aşamada kullanılan ve İMKB getiri oranı ve değişen varyansı için uygulanan model aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$ARMA(r,s): \quad R_{İMKB,t} = c + \sum_{i=1}^r \tau R_{İMKB,t-i} + \varepsilon_{İMKB,t} + \sum_{j=1}^s \theta_j \varepsilon_{İMKB,t-j} \quad (3)$$

$$EGARCH(p,q): \quad \ln h_{İMKB,t} = \omega_0 + \sum_{l=1}^p \alpha_l \left| \frac{\varepsilon_{İMKB,t-l}}{\sqrt{h_{İMKB,t-l}}} \right| + \sum_{m=1}^q \phi_m \frac{\varepsilon_{İMKB,t-m}}{\sqrt{h_{İMKB,t-m}}} + \sum_{k=1}^q \beta_k \ln h_{İMKB,t-k} + \psi(K_{a,t}) \quad (4)$$

Modelde yer alan  $R_{İMKB,t}$ , değişkeni İMKB Ulusal-100 endeksi günlük getiri oranı ve  $K_{a,t}$  değişkeni ise krizin başladığı ülke sermaye piyasası endeksinin ARMA-EGARCH modeli kalıntı serisidir. Dolayısıyla kalıntı değişkenine ait parametrelerin ( $\psi$ ) istatistiksel olarak anlamlılığı, ilgili yabancı piyasada yaşanan krizin İMKB'ye bulaşıcı etkisinin varlığına dair bir bulgu olarak değerlendirilmektedir.

## 4.2. Veri

Çalışmada kullanılan veri, Meksika borsası için IPC endeksi, Hong Kong borsası için Hang Seng endeksi, Rusya borsası için RTS endeksi, ABD piyasası için Dow Jones Bileşik endeksi ve Türk piyasası için ise İMKB Ulusal 100 endeksi getiri oranlarıdır<sup>4</sup>. Getiri oranları, ilgili endeksin günlük kapanış değerlerinin birinci logaritmik farkı olarak aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

sonraki dönemi kullanmışlar, Kaminsky ve Reinhart (2000) ise krizin 12 ay öncesi ile 12 ay sonrası arasındaki dönemi kullanmıştır.

<sup>4</sup> İMKB Ulusal 100 Endeksi verilerine <http://www.imkb.gov.tr/Data/StocksData.aspx>, İMKB Ulusal 100 Endeksi dışındaki endeks verilerine ise <http://finance.yahoo.com> adresinden ulaşılmıştır.



$$R_{a,t} = \ln P_{a,t} - \ln P_{a,t-1} \quad (5)$$

denklemden yer alan  $R_{a,t}$ , a endeksinin t günündeki getiri oranı ve  $P_{a,t}$ , a endeksinin t günündeki kapanış seviyesidir.

İncelenen krizler, ilgili sermaye piyasası endeksleri ve çalışmada kullanılan dönemler Tablo 1’de gösterilmektedir. Son olarak yaşanan küresel krizin etkilerinin büyüklüğü, küresel olarak yaygınlığının fazlalığı ve süre olarak da uzun bir dönemi kapsamaması nedeniyle bu kriz birbirini takip eden iki farklı birer yıllık dönemde incelenmiştir.

**Tablo 1:** Krizler ve Ele Alınan Örnek Dönemler

Kriz	Endeks	Endeks Kodu	Dönem
<b>Meksika Krizi</b>	IPC	IPC	20.12.1994 – 20.12.1995
<b>Güneydoğu Asya Krizi</b>	Hang Seng	HS	20.10.1997 – 20.10.1998
<b>Rusya Krizi</b>	RTS	RTS	17.08.1998 – 16.08.1999
<b>ABD Küresel Finans Krizi</b>	Dow Jones	Dow1	11.09.2008 – 11.09.2009
		Dow2	14.09.2009 – 07.09.2010

Söz konusu dönemler itibariyle ilgili endeks getiri oranlarına ilişkin tanımlayıcı istatistikler ise Tablo 2’de yer almaktadır. Çalışmada ele alınan kriz dönemlerinde krizin başladığı ülke sermaye piyasası endeksi ile İMKB Ulusal-100 endeksi getiri oranlarına ilişkin tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde, Jarque-Bera test istatistiğinin tüm dönemlerde ve tüm endeksler için %1 düzeyinde anlamlı olduğu, dolayısıyla endeks getiri oranı dağılımlarının normal dağılmadığı görülmektedir. Bununla birlikte tüm dönemlerde tüm endekslerin basıklık değeri 3’ten büyüktür. Bu da dağılımın kalın kuyruklu bir yapıda olduğunu göstermektedir.

**Tablo 2:** Kriz Dönemlerinde Endekslere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

Kriz	Meksika Krizi		Güneydoğu Asya Krizi		Rusya Krizi		ABD Küresel Finans Krizi			
	20.12.94 – 20.12.95		20.10.97 – 20.10.98		17.08.98 – 16.08.99		11.09.08 – 11.09.09		14.09.09 – 07.09.10	
Endeks	IPC	İMKB-100	Hang Seng	İMKB-100	RTS	İMKB-100	Dow Jones	İMKB-100	Dow Jones	İMKB-100
Ortalama	0,00056	0,00168	-0,00162	-0,00185	-0,00067	0,00237	-0,00075	0,00078	0,00042	0,00114
Medyan	-0,00139	0,00310	-0,00124	-0,00015	-0,00088	0,00060	0,00016	0,00219	0,00092	0,00195
Maksimum	0,08438	0,08187	0,13395	0,15643	0,12383	0,15643	0,10089	0,12127	0,04121	0,06895
Minimum	-0,07544	-0,09550	-0,10993	-0,14065	-0,18784	-0,16167	-0,08695	-0,09014	-0,03982	-0,06593
Std. sapma	0,02426	0,02508	0,03106	0,04019	0,04259	0,04219	0,02488	0,02696	0,01158	0,01569
Çarpıklık	0,13811	-0,45351	0,33812	-0,30185	-0,59531	-0,20901	-0,10003	0,13596	-0,26377	-0,41968
Basıklık	4,53385	4,34791	4,88396	5,04483	5,85295	4,67731	4,68502	5,63819	4,64069	6,04646
JarqueBera (p değeri)	24,49230 (0,00001)	26,61546 (0,00000)	40,23300 (0,00000)	45,64707 (0,00000)	93,57808 (0,00000)	29,25844 (0,00000)	28,91310 (0,00000)	70,63241 (0,00000)	29,57776 (0,00000)	99,43834 (0,00000)

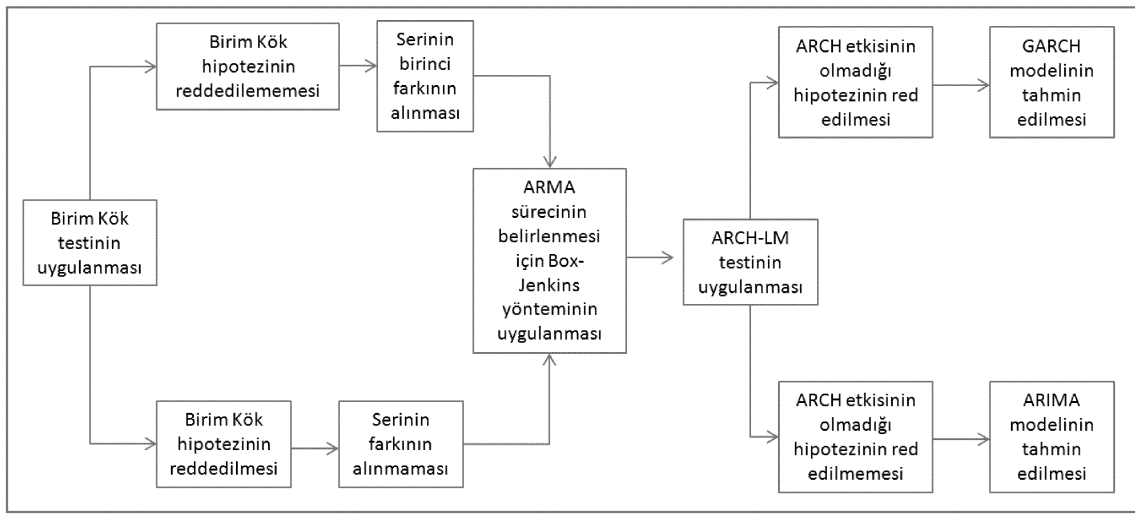
Ele alınan 5 dönem içinde İMKB-100 endeksi getiri oranları ile diğer endekslerin getiri oranları karşılaştırıldığında, İMKB-100 ortalama günlük getiri oranlarının Meksika krizi döneminde IPC endeksinden, Rusya krizi döneminde RTS endeksinden ve Küresel finans krizi için incelenen iki ayrı dönemde de Dow Jones bileşik endeksinden daha yüksek olduğu görülmektedir. İMKB-100 endeksi günlük getiri oranlarının medyanı ise tüm kriz dönemlerinde bütün endeks günlük getiri oranı medyanından daha yüksektir. Buna karşın ilgili dönemler itibariyle günlük getiri oranlarının standart sapmaları incelendiğinde ise söz konusu dönemlerde İMKB-100 endeksi günlük getiri oranı standart sapmalarının Rusya krizi hariç diğer tüm kriz dönemlerinde diğer endeks standart sapmalarından yüksek olduğu görülmektedir.

### 4.3. Bulgular

Söz konusu dönemler için ilgili endekslerin getiri oranlarının çalışmanın metodoloji kısmında açıklanan EGARCH modellemesi çerçevesinde ilk önce uygun ARMA modelinin ne olacağını tespit edilmesi, daha sonra ise EGARCH modelinin oluşturulması gerekmektedir. Bunun tespiti için Şekil 1'de aşamaları gösterilen Box-Jenkins yöntemi kullanılabilir. Buna göre öncelikle endeks getiri oranlarının

durağanlığının incelenmesi ve ardından uygun ARMA modellerinin seçilmesi ve kalıntılarında aranan ARCH etkisinin bulunması durumunda en uygun EGARCH modelinin seçilmesi gerekmektedir.

**Şekil 1:** Koşullu Değişkenliğin Modellenmesi için Box-Jenkins Yönteminin Uygulanması



**Kaynak:** Moledina, A.A., Roe, T.L. ve Shane, M. (2003), **Measurement of commodity price volatility and the welfare consequences of eliminating volatility**, Minneapolis, MN: University of Minnesota, Economic Development Centre.

Bu çalışmada da öncelikle tüm endeks getiri oranlarına birim kök testi uygulanmıştır. Elde edilen bulgular Tablo 3'te gösterilmektedir. Elde edilen bulgular tüm kriz dönemlerinde bütün endekslere ait günlük getiri oranlarının sabit terimli, sabit terim ve trend terimli ve sabit terim ve trend terimsiz modellerde birim kökün varlığına dair sıfır hipotezlerinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiği yönündedir. Dolayısıyla serilerin durağan olduğu yönünde güçlü bulgulara ulaşıldığı söylenebilir.

**Tablo 3:** Endeks Getiri Oranlarının Tahmini İçin Uygulanan Genişletilmiş Dickey Fuller Testi\*

Kriz	Meksika Krizi		Güneydoğu Asya K.		Rusya Krizi		ABD Küresel Finans Krizi			
	20.12.94 – 20.12.95		20.10.97 – 20.10.98		17.08.98 – 16.08.99		11.09.08 – 11.09.09		14.09.09 – 07.09.10	
Sabit terim var	-13,84 <sup>b</sup>	-14,42 <sup>b</sup>	-14,12 <sup>b</sup>	-15,36 <sup>b</sup>	-11,93 <sup>b</sup>	-15,84 <sup>b</sup>	-17,04 <sup>b</sup>	-13,59 <sup>b</sup>	-14,83 <sup>b</sup>	-15,14 <sup>b</sup>
Sabit terim ve trend terimi var	-13,89 <sup>b</sup>	-14,57 <sup>b</sup>	-14,19 <sup>b</sup>	-15,38 <sup>b</sup>	-12,04 <sup>b</sup>	-15,90 <sup>b</sup>	-13,66 <sup>b</sup>	-13,92 <sup>b</sup>	-14,80 <sup>b</sup>	-15,11 <sup>b</sup>
Sabit terim ve trend terimi yok	-13,86 <sup>b</sup>	-14,39 <sup>b</sup>	-14,13 <sup>b</sup>	-15,36 <sup>b</sup>	-11,96 <sup>b</sup>	-15,81 <sup>b</sup>	-17,06 <sup>b</sup>	-13,60 <sup>b</sup>	-14,85 <sup>b</sup>	-15,10 <sup>b</sup>

\* Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testinin sıfır hipotezi: Ho= Seri birim köktür,  
<sup>b</sup> Sıfır hipotezi %1 düzeyinde reddedilmiştir.

Serilerde birim kökün varlığına dair hipotezin reddedildiğine dair bulguların elde edilmesinin ardından ARMA modelinin yapısının tahmin edilmesine devam edilmiştir. Endeks getiri oranlarının otokorelasyon yapısının belirlenmesi için ilk önce korelogramları incelenmiş ve farklı gecikmeler için otokorelasyon katsayılarının anlamlılığı Ljung-Box Q istatistiği ile sınanmıştır. Farklı gecikmeler için otokorelasyon katsayılarının Ljung-Box Q istatistikleri ve p değerleri gözönünde bulundurularak denklem (1) ve (3)'te kullanılacak olan otokorelasyon yapılarının ne olacağına karar verilmiştir.

**Tablo 4:** Tercih Edilen ARMA modelleri

Kriz	Dönem	Endeks	ARMA Modeli
Meksika Krizi	20.12.1994 – 20.12.1995	IPC	AR(1)
		İMKB-100	AR(1) MA(1)
Güneydoğu Asya Krizi	20.10.1997 – 20.10.1998	Hang Seng	AR(1) AR(5) MA(1)
		İMKB-100	AR(5) MA(5)
Rusya Krizi	17.08.1998 – 17.08.1999	RTS	AR(1) AR(2) MA(2) MA(3)
		İMKB-100	AR(2) MA(2)
ABD Küresel Finans Krizi	11.09.2008 – 11.09.2009	Dow Jones	AR(1) AR(2) MA(1) MA(3)
		İMKB-100	AR(1) AR(7) MA(1) MA(7)
	14.09.2009 – 07.09.2010	Dow Jones	AR(3) MA(3)
		İMKB-100	AR(4)

ARMA modellerine ilişkin anlamlı gecikmelerden yola çıkılarak ele alınan endekslerin ilgili dönemdeki otokorelasyon yapıları incelenmiş ve en uygun ARMA modelleri belirlenmeye çalışılmıştır. Her endeks için farklı gecikme kombinasyonları uygulanarak ARMA modelleri kurulmuş, modellere ait parametrelerin anlamlılığı sınanmıştır. Diğer yandan modellerde otokorelasyon etkisinin devam edip etmediğinin test edilmesi için kalıntıların korelogramlarına ait Ljung Box Q istatistikleri de incelenmiştir. AR ve MA değişkenlerine ait parametreleri istatistiksel olarak anlamlı ve kalıntı korelogramında Ljung Box Q istatistikleri istatistiksel olarak anlamsız, dolayısıyla kalıntılarında otokorelasyon etkisinin ortadan kalktığı modeller Tablo 4'te gösterildiği gibi tespit edilmiştir. Söz konusu modellere ilişkin parametre tahminleri ve diğer bazı özet istatistikler ise Tablo 5'te yer almaktadır.

**Tablo 5:** ARMA Modellerine İlişkin Parametre Tahminleri\*

	Meksika Krizi		G.d.Asya Krizi		Rusya Krizi		Küresel Finans Krizi			
	20.12.94-20.12.95		20.10.97-20.10.98		17.08.98-16.08.99		11.09.08-11.09.09		14.09.09-07.09.10	
Endeks	IPC	İMKB-100	HS	İMKB-100	RTS	İMKB-100	Dow Jones	İMKB-100	Dow Jones	İMKB-100
c	0,0006 (0,7294)	0,0016 (0,3331)	-0,0008 (0,6660)	-0,0015 (0,4225)	0,0044 (0,0000)	0,0025 (0,3764)	-0,0008 (0,4978)	0,0010 (0,5409)	0,0004 (0,6302)	0,0011 (0,2149)
AR(1)	0,1104 (0,0870)	-0,7117 (0,0003)	-0,4873 (0,0024)		0,1551 (0,0162)		-0,9712 (0,0002)	-0,2387 (0,0001)		
AR(2)					0,7210 (0,0000)	-0,6615 (0,0155)	-0,2812 (0,0016)			
AR(3)									-0,9179 (0,0000)	
AR(4)										-0,1358 (0,0371)
AR(5)			-0,1678 (0,0018)	0,3603 (0,0516)						
AR(7)								-0,6159 (0,0000)		
MA(1)		0,8012 (0,0000)	0,6656 (0,0000)				0,8751 (0,0005)			
MA(2)					-0,7485 (0,0000)	0,6788 (0,0124)				
MA(3)					-0,2415 (0,0001)		-0,1612 (0,0461)		0,9678 (0,0000)	
MA(5)				-0,5609 (0,0007)						
MA(7)								0,3158 (0,0000)		
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0,0081	0,0074	0,0591	0,0640	0,1113	0,0035	0,0354	0,0952	0,0222	0,0143
AIC	-4,5962	-4,5269	-4,2401	-3,6249	-3,5895	-3,4844	-4,5597	-4,5800	-6,0808	-5,4682
Schwarz	-4,5673	-4,4835	-4,1814	-3,5809	-3,5155	-3,4399	-4,4869	-4,5062	-6,0368	-5,4387

\* p değerleri, ilgili parametre altında parantez içinde gösterilmektedir.

Tablo 5'te yer alan modellerin kalıntılarının 10 gecikmeye kadar korelogramları da incelenmiş ve tüm Q değerlerinin, istatistiksel olarak anlamsız olması dolayısıyla, modellere ait kalıntılarda otokorelasyon etkisinin ortadan kalktığını, dolayısıyla belirtilen ARMA modellerinin ilgili endekslerin getirilerini modelleme açısından uygun olabileceği görülmüştür. Diğer yandan endekslerin ARCH modellemesine uygunluğunun araştırılması için kalıntı karelerinin 10 gecikmeye kadar korelogramları ve ARCH-LM test istatistikleri de incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, Güneydoğu Asya krizi sonrasında 1 yılda Hang Seng endeksine ait getiri oranı ARMA modellemesine ait kalıntı karelerinin, 7 gecikmeden sonra anlamsız olduğunu, ancak diğer tüm kriz dönemlerinde ve tüm ilgili endekslerde kalıntı karelerinin tüm gecikmeler için yüksek düzeyde istatistiksel olarak anlamlı dolayısıyla da ARCH modellemesi açısından uygun olduğu görülmüştür. Diğer yandan ARCH-LM test sonuçları incelendiğinde ise Meksika krizi döneminde İMKB-100 endeksine ilişkin F istatistiğinin p değerinin yaklaşık olarak %14, Güneydoğu Asya krizi döneminde Hang Seng endeksine ait F istatistiğinin p değerinin yaklaşık %18 ve Küresel finans krizi dönemine ait ilk yılda İMKB 100 endeksinin ve ikinci yılında Dow Jones endeksinin F istatistiğinin p değerinin ise yaklaşık %25 düzeyinde olduğu görülmüştür. Buna karşın söz konusu modellerin tercih edilmesinin nedeni, kalıntı karelerinin Q istatistiklerinin anlamlı olması yanında AR ve MA değişkenlerine ait parametrelerin de anlamlı olması ve ARCH LM testi sonucunda bu modellere ait F istatistiklerinin p değerlerinin ilgili endekslere ilişkin olarak denenen diğer tüm modellere göre en düşük olmalarıdır. Diğer yandan ele alınan diğer tüm kriz dönemlerinde ve endekslerde ARCH-LM test istatistiklerinin anlamlı olduğu görülmüştür.

Endekslerin ARMA yapılarının tespitinden sonra uygun EGARCH modellerinin oluşturulması gerekmektedir. Her endeks için uygulanacak olan EGARCH(p,q) modellerinin yapısına karar verilmesinde Akaike bilgi kriterinden yararlanılmıştır. Her dönem ve endeks için uygulanan çok sayıda EGARCH(p,q) model arasından Akaike kriterleri en düşük olan model, ilgili kriz dönemi için seçilmiştir. Söz konusu kriter doğrultusunda kararlaştırılan ARMA-EGARCH modelleri Tablo 6'da gösterilmektedir.

**Tablo 6:** Bulaşıcılığın Test Edilmesinde Kullanılan ARMA-EGARCH Modelleri

Kriz	Dönem	Endeks	ARMA Modeli
<b>Meksika Krizi</b>	20.12.1994 – 20.12.1995	IPC	AR(1) EGARCH(2,1)
		İMKB-100	AR(1) MA(1) EGARCH(5,3)
<b>Güneydoğu Asya Krizi</b>	20.10.1997 – 20.10.1998	Hang Seng	AR(1)AR(5) MA(1) EGARCH(3,6)
		İMKB-100	AR(5) MA(5) EGARCH(2,2)
<b>Rusya Krizi</b>	17.08.1998 – 17.08.1999	RTS	AR(1)AR(2) MA(2)MA(3) EGARCH(8,7)
		İMKB-100	AR(2)AR(2) MA(2) EGARCH(6,5)
<b>ABD Küresel Finans Krizi</b>	11.09.2008 – 11.09.2009	Dow Jones	AR(1)AR(2) MA(1)MA(3) EGARCH(3,1)
		İMKB-100	AR(1)AR(7) MA(1)MA(7) EGARCH(5,9)
	14.09.2009 – 07.09.2010	Dow Jones	AR(3) MA(3) EGARCH(5,9)
		İMKB-100	AR(4) EGARCH(6,7)

Küresel krizlerin İMKB üzerinde anlamlı bir bulaşıcılık etkisinin var olup olmadığının araştırılması için bundan sonraki aşamada Tablo 6'da gösterilen yabancı piyasa endeks getiri oranlarına uygulanan ARMA-EGARCH modellerine ait kalıntı serileri üretilmiştir. Kalıntıların türetildiği modellere ilişkin bulgular Tablo 7'de yer almaktadır.

Denklem 1 ve 2'de gösterilen ve parametre tahminleri Tablo 7'de yer alan modeller, kriz dönemlerinde krizlerin başladığı ülke endeks getiri oranlarının koşullu varyanslarının yapısının ne şekilde olduğunu ortaya koymaktadır. Dolayısıyla ilgili dönemlerde uygulanan ARMA-EGARCH modellerinin kalıntıları piyasalarda meydana gelen şokların bir göstergesi olacaktır. Her dönem için uygun ARMA-EGARCH modellerinin tahmin edilmesi ve ardından kalıntıların türetilmesi ile kriz dönemlerinde yabancı piyasalarda meydana gelen şokların İMKB-100 endeksi koşullu varyansı üzerindeki etkisinin tahmin edilerek krizlerin İMKB-100 endeksi üzerindeki volatilité bulaşıcılığı incelenebilecektir.

**Tablo 7:** Kriz Yaşanan Sermaye Piyasası Getiri Oranlarına Ait ARMA-EGARCH Modellerine İlişkin Bulgular

Kriz	Meksika Krizi		Güneydoğu Asya Krizi		Rusya Krizi		ABD Küresel Finans Krizi			
	20.12.94 – 20.12.95		20.10.97 – 20.10.98		17.08.98 – 16.08.99		11.09.08 – 11.09.09		14.09.09 – 07.09.10	
	IPC		HS		RTS		DOW		DOW	
	Katsayı	p	Katsayı	p	Katsayı	p	Katsayı	p	Katsayı	p
c	-0,0012***	(0,0090)	-0,0040***	(0,0052)	-0,0014	(0,5619)	0,0012	(0,4257)	0,0004	(0,3867)
AR(1)	0,1405**	(0,0270)	-0,5018***	(0,0023)	0,1180***	(0,0000)	0,9915***	(0,0000)		
AR(2)					-0,2901***	(0,0000)	-0,0007	(0,9910)		
AR(3)									-0,6156***	(0,0001)
AR(5)			-0,1338***	(0,0091)						
MA(1)			0,6363***	(0,0000)			-1,0527***	(0,0000)		
MA(2)					0,4285***	(0,0000)				
MA(3)					0,0625	(0,2511)	0,0609	(0,2322)	0,6849***	(0,0000)
$\omega_0$	-0,1241***	(0,0020)	-0,2259	(0,1883)	-16,829***	(0,0000)	-0,0946	(0,2911)	-2,1024***	(0,0000)
$\alpha_1$	0,3153***	(0,0000)	-0,0032	(0,9727)	0,6374***	(0,0033)	-0,9182***	(0,0000)	-0,5742***	(0,0006)
$\alpha_2$	-0,3957***	(0,0000)	0,0838	(0,3486)	0,3109	(0,1752)	0,9391***	(0,0013)	0,2442	(0,2851)
$\alpha_3$			0,1332	(0,2286)	0,5334*	(0,0636)	-0,0280	(0,8609)	-0,3598*	(0,0892)
$\alpha_4$					1,1807***	(0,0000)			0,2404	(0,3174)
$\alpha_5$					0,7292**	(0,0118)			0,3869*	(0,0935)
$\alpha_6$					0,4108	(0,1566)				
$\alpha_7$					0,5343*	(0,0581)				
$\alpha_8$					0,4500**	(0,0288)				
$\phi$	-0,1042***	(0,0001)	-0,1570***	(0,0056)	0,2202**	(0,0154)	-0,1876***	(0,0000)	-0,4370***	(0,0000)
$\beta_1$	0,9762***	(0,0000)	0,9669***	(0,0000)	-0,2114	(0,2847)	0,9878***	(0,0000)	-0,0487	(0,8342)
$\beta_2$			0,8469***	(0,0000)	-0,0729	(0,7586)			-0,2340	(0,2314)
$\beta_3$			-1,5929***	(0,0000)	-0,3135***	(0,0085)			0,6519***	(0,0006)
$\beta_4$			0,2222	(0,2006)	-0,5955***	(0,0000)			0,6181***	(0,0055)
$\beta_5$			1,1621***	(0,0000)	0,4237***	(0,0000)			0,7106***	(0,0001)
$\beta_6$			-0,6138***	(0,0002)	0,0509	(0,7902)			-0,1404	(0,5566)
$\beta_7$					-0,1278	(0,5887)			0,0426	(0,7894)
$\beta_8$									-0,5120***	(0,0021)
$\beta_9$									-0,3189	(0,1228)

\* %10 düzeyinde anlamlı, \*\* %5 düzeyinde anlamlı, \*\*\* %1 düzeyinde anlamlı,



**Tablo 7:** Kriz Yaşanan Sermaye Piyasası Getiri Oranlarına Ait ARMA-EGARCH Modellerine İlişkin Bulgular (devamı)

Kriz Dönemi	Meksika Krizi	Güneydoğu Asya Krizi	Rusya Krizi	ABD Küresel Finans Krizi	
	20.12.94 – 20.12.95	20.10.97 – 20.10.98	17.08.98 – 16.08.99	11.09.08 – 11.09.09	14.09.09 – 07.09.10
	IPC	HS	RTS	DOW	DOW
<b>Spesifikasyon Testleri</b>					
Ljung-Box [60] Kalıntı	35,6120 (0,9930)	35,2970 (0,9890)	37,2960 (0,9740)	34,0860 (0,9910)	50,5030 (0,7470)
Ljung Box [60] Kalıntı <sup>2</sup>	35,3620 (0,9940)	28,0730 (1,0000)	34,1080 (0,9910)	30,1890 (0,9980)	51,3280 (0,7200)
Obs*R kare	0,0268 (0,8699)	0,0154 (0,9013)	0,4120 (0,5209)	0,6788 (0,4100)	0,4154 (0,5192)
LM	0,0266 (0,8706)	0,0152 (0,9019)	0,4091 (0,5231)	0,6749 (0,4122)	0,4125 (0,5213)
F-test	0,5809 (0,7454)	0,7154 (0,7578)	0,4697 (0,9779)	0,7912 (0,6373)	0,2650 (0,9990)
Jarque-Bera	1,3597 (0,5067)	1,2345 (0,5394)	0,1136 (0,9448)	1,9684 (0,3737)	4,8769 (0,0873)

<sup>†</sup> p değerleri ilgili istatistiğin altında parantez içinde gösterilmektedir.

Çalışma kapsamında ele alınan krizlerin başladığı ülke endekslerinin koşullu varyans yapısı incelendiğinde Rusya krizi hariç tüm krizlerde bilginin koşullu varyans üzerindeki asimetric etkisini gösteren  $\phi$  parametresinin istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı ve negatif olduğu görülmektedir. Dolayısıyla kriz yaşanan ülkelerde olumsuz haberlerin endeks getiri oranındaki koşullu varyans üzerindeki etkisinin iyi haberlere göre daha fazla olduğu söylenebilir. Diğer bir deyişle bu dönemlerde ilgili sermaye piyasalarında yatırımcılar olumsuz haberlere karşı daha fazla duyarlılık göstermektedirler. Diğer yandan Rusya krizi dönemine ilişkin bulgular bunun tersini göstermektedir. Bu dönemde RTS endeksi getiri oranı koşullu varyansının bilgiye olan tepkisi de asimetrictir ancak  $\phi$  parametresinin istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlı olmasına karşın parametre pozitifdir. Bu nedenle beklenenin aksine olumlu bilgilerin RTS endeksi koşullu varyansını olumsuz bilgilere göre daha fazla artırdığı söylenebilir.

Modellerde yer alan  $\alpha_t$  parametrelerinin anlamlılığı incelendiğinde ise IPC, RTS ve Dow Jones endekslerinin günlük getiri oranı koşullu varyanslarının piyasaya gelen bilgidan anlamlı bir şekilde etkilendiği görülmektedir.  $\alpha_t$  parametreleri, piyasaya giren bilginin koşullu varyans üzerindeki etkisinin büyüklüğünü

göstermektedir. Koşullu varyansın simetrik yapısını ve büyüklük etkisini gösteren bu parametre farklı krizlerde farklı gecikmelerle anlamlı bulunmuştur. Bir günlük gecikmeli anlamlı  $\alpha_l$  parametreleri incelendiğinde 0,6374 düzeyindeki parametre ile en çok Rusya krizi döneminde RTS endeksi koşullu varyansının piyasaya giren bilgiden etkilendiği söylenebilir. Piyasaya giren bir günlük gecikmeli bilgiden en az etkilenen endeks ise Küresel krizin ardındaki bir yıllık dönemde Dow Jones endeksi olarak görülmektedir. Ancak bu dönemde iki günlük gecikmeli  $\alpha_l$  parametresi incelendiğinde bunun oldukça yüksek (0,9391) olduğu görülmektedir. Dolayısıyla söz konusu dönem için Dow Jones endeksi koşullu varyansı iki gün önceki bilgiden güçlü bir şekilde etkilenmektedir denilebilir. Meksika krizi döneminde IPC endeksine bakıldığında ise koşullu varyansın bir ve iki gün önceki bilgilerden etkilendiği ancak giderek bu etkinin azaldığı görülmektedir. Güneydoğu Asya krizi döneminde  $\alpha_l$  parametrelerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Diğer yandan Rusya krizi döneminde RTS endeksi koşullu varyansı 1, 3, 4, 5, 7 ve 8 günlük gecikmeli bilgiden anlamlı bir şekilde etkilenmektedir. Anlamlılık açısından (%1) ve parametrenin büyüklüğü açısından ( $\alpha_4=1,1807$ ) en güçlü etkinin 4 gün önceki bilgiden kaynaklandığı görülmektedir. Küresel krizin ardından yaşanan ikinci bir yıllık dönemdeki Dow Jones endeksi incelendiğinde ise ilk bir yıllık dönemde olduğu gibi bir gün önce piyasaya giren bilginin koşullu varyans üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak yüksek düzeyde anlamlı (%1) ancak düşük (-0,5742) olduğu söylenebilir. Bununla birlikte 3 ve 5 gün gecikmeli bilgilerin de koşullu varyans üzerinde etkilerinin olduğu ancak istatistiksel olarak anlamlılık düzeylerinin düşük (%10) olduğu görülmektedir.

Koşullu varyans spesifikasyonunda yer alan diğer bir grup parametre ise  $\beta_k$  parametreleridir. Piyasaya giren bilginin koşullu varyans üzerindeki kalıcılığını gösteren bu parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı ve 1'e yakın olması kalıcılığın yüksek olduğunu göstermektedir. Bu açıdan IPC ve kriz sonrası ilk bir yıldaki Dow Jones endeksleri incelendiğinde piyasaya giren bilginin koşullu varyans üzerindeki kalıcılığının yüksek olduğu (sırasıyla 0,9762 ve 0,9878) görülmektedir. Güneydoğu Asya krizinde ise 1, 2, 3, 5 ve 6 gün gecikmeli  $\beta_k$  parametreleri istatistiksel olarak

%1 düzeyinde anlamlı iken, Rusya krizi döneminde 3, 4 ve 5 gün gecikmeli  $\beta_k$  parametreleri istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır. Küresel krizin ardından yaşanan ikinci bir yıllık dönemde Dow Jones endeksine ait koşullu varyans spesifikasyonu incelendiğinde ise 3, 4, 5 ve 8 gün gecikmeli  $\beta_k$  parametreleri istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla tüm endeksler için piyasaya giren bilginin koşullu varyans üzerinde kalıcı bir etkisinin olduğu söylenebilir.

ARMA-EGARCH modellerinin doğru bir spesifikasyona sahip olup olmadığının araştırılması için ilk önce standardize kalıntıların serisel olarak ilişkili olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Eğer modelin ortalama kısmı doğru olarak oluşturulmuşsa kalıntılara ait korelogramda otokorelasyon etkisinin görülmemesi, diğer bir deyişle Ljung-Box Q istatistiklerinin anlamlı olmaması gerekmektedir. Genel olarak incelenen otokorelasyon optimal gecikme uzunluğu toplam gözlemin 1/4'ü (bu çalışmada yaklaşık olarak  $241/4=60$ ) alınmaktadır. Ortalama modelde seri korelasyon etkisi kalıntısının test edilmesinde sıfır hipotezi otokorelasyonun olmadığı şeklinde kurulmaktadır. Sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda standardize kalıntılarda serisel korelasyon varlığının reddedilemediği dolayısıyla ortalama modelinin doğru olarak oluşturulmadığı söylenebilir. Bu çalışmada ele alınan tüm kriz dönemlerinde kalıntıların Ljung-Box Q testleri incelendiğinde tahmin edilen test istatistiklerine ait p değerlerinin %10'dan daha yüksek olduğu görülmektedir. Dolayısıyla sıfır hipotezinin reddedilememesi nedeniyle kalıntılarda otokorelasyon etkisinin kalmadığı söylenebilmektedir. Varyans denkleminde otokorelasyon etkisinin kalıp kalmadığının test edilmesi için ise kalıntı karelerinin korelogramı incelenmektedir. Tüm kriz dönemlerinde modellere ait 60 gün gecikmeli kalıntı karelerinin Ljung-Box Q istatistiklerinin istatistiksel olarak anlamsız bulunması, oluşturulan EGARCH modeli ile birlikte modelin varyansında hatanın ortadan kalktığını göstermektedir. Varyans modelinin doğru bir şekilde oluşturulup oluşturulmadığının test edilmesinde kullanılabilen bir başka yol da Obs\*R kare (GözlemxR kare) istatistiğinin incelenmesine dayalıdır. Bu istatistikle kalıntılarda ARCH/GARCH etkisinin varlığı araştırılmaktadır. Bu test sonucunda da tüm kriz dönemlerinde kalıntılarda ARCH/GARCH etkisi yoktur şeklinde oluşturulan sıfır

hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla model doğru bir şekilde oluşturulmuştur denilebilir. Bu hipotezi destekleyen bir başka test de LM testidir. Kalıntılarda ARCH/GARCH etkisinin varlığını araştıran diğer bir test olan LM testine göre de tüm dönemlerde sıfır hipotezi reddedilememekte ve kalıntılarda ARCH/GARCH etkisinin ortadan kalkmasından dolayı modellerin doğru bir şekilde kurulduğunu destekleyici bulgular elde edilmektedir. ARMA-EGARCH modellerinin spesifikasyonuna ilişkin bir başka test ise varyans denkleminde ihmal edilen değişkenlerin var olup olmadığına dair yapılan F testidir. F testi ile tüm gecikmeli kalıntı karelerinin ortaklaşa anlamlılığının testi yapılmaktadır. Bu testin sıfır hipotezi, varyans denkleminde ihmal edilen değişken yoktur şeklinde oluşturulmaktadır. Tablo 7'de de görüldüğü gibi tüm kriz dönemlerinde F-test istatistiğinin p değerlerinin %10'dan büyük olması nedeniyle sıfır hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla kurulan EGARCH modellerinin varyans denkleminde ihmal edilen bir değişkenin varlığından bahsedilememektedir. Modellerin spesifikasyonuna ilişkin olarak yapılan son test ise standardize kalıntıların normal dağılımına ilişkin Jarque-Bera testidir. Testin sıfır hipotezi, kalıntıların normal dağıldığı yönündedir. Tablo 7 incelendiğinde küresel finans krizinin ikinci bir yıllık dönemi hariç tüm kriz dönemlerinde sıfır hipotezinin reddedilemediği, dolayısıyla kalıntıların normal dağıldığını göstermektedir. Sonuç olarak bütün kriz dönemlerine ilişkin olarak uygulanan ARMA-EGARCH model spesifikasyonlarının uygun olduğunu söylemek mümkündür. (Uchezuba, 2010: 99-100)

Aynı kriz dönemlerinde İMKB-100 endeksi getiri oranının ARMA-EGARCH spesifikasyonunun oluşturulması ardından elde edilen parametre tahminleri Tablo 8'de gösterilmektedir. Ele alınan kriz dönemlerinde İMKB-100 endeksinin koşullu varyans yapısı incelendiğinde tüm dönemlerde bilginin koşullu varyans üzerindeki asimetrikliğini gösteren  $\phi$  parametrelerinin beklendiği gibi negatif olduğu görülmektedir. Bununla birlikte Küresel finans krizinin ardından geçen ilk bir yıllık dönem hariç tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu söylenebilir. Dolayısıyla söz konusu dönemlerde İMKB'ye giren olumsuz bilgilerin koşullu değişkenlik üzerinde yarattığı etkinin olumlu bilgiye göre daha yüksek olduğu söylenebilmektedir. Bilginin koşullu varyans üzerindeki simetrik etkisini gösteren  $\alpha_t$

parametreleri incelendiğinde ise Meksika krizi döneminde 2 ve 3 gün önceki, Güneydoğu Asya krizi döneminde 3 ve 4, Rusya krizi döneminde 2, 5 ve 6 ve Küresel finans krizinin ilk bir yıllık döneminde 1, ikinci bir yıllık döneminde ise 1, 2, 3, 4 ve 5 gün önceki bilginin koşullu varyans üzerinde anlamlı etkisinin olduğu görülmektedir. Koşullu varyansın kalıcılığının incelenmesi için  $\beta_k$  parametrelerine bakıldığında ise Küresel finans krizinin ilk bir yıllık dönemi hariç diğer tüm dönemlerde istatistiksel olarak anlamlı parametrelerin bulunduğu görülmektedir. Dolayısıyla bu dönemlerde bilginin koşullu varyans üzerinde kalıcı etkisinin olduğu görülmektedir.

**Tablo 8:** Kriz Dönemlerinde İMKB Ulusal 100 Endeksi Getiri Oranlarına Ait ARMA-EGARCH Modellerine İlişkin Bulgular

Kriz	Meksika Krizi		Güneydoğu Asya Krizi		Rusya Krizi		ABD Küresel Finans Krizi			
	20.12.94 – 20.12.95		20.10.97 – 20.10.98		17.08.98 – 16.08.99		11.09.08 – 11.09.09		14.09.09-07.09.10	
	İMKB-100		İMKB-100		İMKB-100		İMKB-100		İMKB-100	
	Katsayı	p	Katsayı	p	Katsayı	p	Katsayı	p	Katsayı	p
c	0,0016***	(0,0004)	-0,0016	(0,2111)	0,0045***	(0,0010)	0,0052***	(0,0000)	0,0021***	(0,0000)
AR(1)	0,3583***	(0,0000)					0,9239***	(0,0000)		
AR(2)					-0,0240	(0,4107)				
AR(4)									-0,1316***	(0,0000)
AR(5)			-0,4263***	(0,0000)						
AR(7)							0,0315	(0,7959)		
MA(1)	-0,2972***	(0,0086)					-0,9433***	(0,0000)		
MA(2)					0,0666**	(0,0458)				
MA(5)			0,3310***	(0,0000)						
MA(7)							-0,0402	(0,7746)		
$\omega_0$	-2,4799	(0,1145)	-0,5171**	(0,0213)	-7,4870***	(0,0000)	-1,1325	(0,3002)	-2,9891	(0,1332)
$\alpha_1$	0,1418	(0,5181)	0,1496	(0,3993)	0,2800	(0,1711)	-0,4488**	(0,0211)	0,5471***	(0,0016)
$\alpha_2$	0,8363***	(0,0022)	-0,0663	(0,7390)	0,4897**	(0,0345)	0,4558	(0,3446)	-0,8554***	(0,0032)
$\alpha_3$	0,4203*	(0,0744)	-0,4021*	(0,0657)	-0,2912	(0,2262)	0,0283	(0,9689)	0,6487*	(0,0796)
$\alpha_4$	0,1258	(0,6600)	0,8995***	(0,0000)	0,0052	(0,9846)	0,1731	(0,7865)	0,7064**	(0,0108)
$\alpha_5$	-0,3575	(0,1214)	-0,1001	(0,7831)	0,5620***	(0,0025)	0,2186	(0,7204)	-0,7646**	(0,0315)
$\alpha_6$			-0,2346	(0,4636)	0,8492***	(0,0001)			0,4049	(0,3326)
$\alpha_7$			-0,3759	(0,1055)						
$\phi$	-0,0887**	(0,0291)	-0,2157***	(0,0001)	-0,1669**	(0,0122)	-0,0079	(0,8454)	-0,1265*	(0,0845)
$\beta_1$	-0,5661***	(0,0000)	0,8081***	(0,0006)	-0,3295*	(0,0852)	-0,3079	(0,7558)	1,3271***	(0,0000)
$\beta_2$	0,4349***	(0,0000)	0,1690	(0,5689)	0,7055***	(0,0001)	-0,5183	(0,4564)	-0,3899	(0,2898)
$\beta_3$	0,9182***	(0,0000)	0,2774***	(0,0064)	0,1677	(0,5153)	-0,3668	(0,6254)	-0,9999***	(0,0000)
$\beta_4$			-0,8251***	(0,0000)	-0,5169***	(0,0028)	0,4326	(0,3985)	0,6903**	(0,0426)
$\beta_5$			0,3946	(0,1088)	0,0894	(0,6688)	0,5340	(0,4241)	0,5195***	(0,0017)
$\beta_6$			0,0851	(0,6321)			0,2412	(0,6820)	-0,8299***	(0,0024)
$\beta_7$							0,5353	(0,2202)	0,4074**	(0,0163)
$\beta_8$							0,1898	(0,7357)		
$\beta_9$							0,1740	(0,7433)		

\* %10 düzeyinde anlamlı, \*\* %5 düzeyinde anlamlı, \*\*\* %1 düzeyinde anlamlı,

**Tablo 8:** Kriz Dönemlerinde İMKB Ulusal 100 Endeksi Getiri Oranlarına Ait ARMA-EGARCH Modellerine İlişkin Bulgular (Devamı)

Kriz	Meksika Krizi	Güneydoğu Asya Krizi	Rusya Krizi	ABD Küresel Finans Krizi	
	20.12.94 – 20.12.95	20.10.97 – 20.10.98	17.08.98 – 16.08.99	11.09.08 – 11.09.09	14.09.09-07.09.10
	İMKB-100	İMKB-100	İMKB-100	İMKB-100	İMKB-100
<b>Spesifikasyon Testleri</b>					
Ljung-Box [60] Kalıntı	51,5710 (0,7120)	44,1550 (0,9100)	45,6010 (0,8810)	40,9800 (0,9340)	58,6870 (0,4870)
Ljung Box [60] Kalıntı <sup>2</sup>	63,6800 (0,2830)	40,1790 (0,9640)	52,5960 (0,6760)	30,0940 (0,9980)	52,5960 (0,7090)
Obs*R kare	0,4316 (0,5112)	0,5790 (0,4467)	2,2845 (0,1307)	0,0459 (0,8304)	0,4365 (0,5088)
LM	0,4287 (0,5133)	0,5755 (0,4489)	2,2874 (0,1318)	0,0455 (0,8313)	0,4335 (0,5109)
F-test	0,1117 (0,9999)	0,6979 (0,8033)	0,0250 (1,0000)	0,5646 (0,9333)	0,1726 (0,9999)
Jarque-Bera	2,5306 (0,2822)	1,8342 (0,3997)	1,3454 (0,5103)	2,1882 (0,3348)	2,7013 (0,2591)

<sup>†</sup> p değerleri ilgili istatistiğin altında parantez içinde gösterilmektedir.

ARMA-EGARCH modellerine ilişkin spesifikasyon testleri incelendiğinde de tüm kriz dönemleri için uygulanan ARMA-EGARCH model spesifikasyonlarının uygun olduğu görülmektedir. Modellerin kalıntılarına uygulanan Ljung-Box testi sonucunda ortalama modellerinde seri korelasyon etkisinin ortadan kalktığı görülürken, kalıntı karelerinin Ljung-Box testi de tüm modellerin varyans denkleminde ARCH etkisinin kalmadığına dair deliller sunmaktadır. Diğer yandan Obs\*R kare ve LM testleri de standardize kalıntı üzerinde ek bir ARCH etkisinin kalmadığına dair bulgular sunmaktadır. F testi ile varyans denkleminde ihmal edilen değişkenin varlığının incelenmesi sonucunda da tüm p değerlerinin %10'un üzerinde olmasından dolayı olumlu sonuçlar elde edilmiştir. Son olarak Jarque-Bera testleri de tüm modellerin kalıntılarının normal dağıldığı yönünde bulgular sunmaktadır.

Tablo 8'de gösterilen yabancı piyasa endeks getiri oranlarına uygulanan ARMA-EGARCH modellerine ait kalıntı değerleri aynı dönem için belirlenen İMKB Ulusal-100'e ait ARMA-EGARCH modelinin (4 numaralı denklem) değişen varyans denkleminin için bir açıklayıcı değişken ( $K_{a,t}$ ) olarak kullanılmıştır. Böylelikle kriz dönemlerinde krizin başladığı yabancı piyasa değişkenliklerindeki bir şokun İMKB

üzerindeki etkisinin anlamlılığı test edilebilmektedir. Oluşturulan modellere ilişkin parametre tahminleri ve anlamlılıkları Tablo 9’da sunulmuştur.

**Tablo 9:** Kriz Yaşanan Sermaye Piyasasından İMKB Yönüne Volatilite Bulaşma Etkisi

Kriz	Meksika Krizi		Güneydoğu Asya Krizi		Rusya Krizi		ABD Küresel Finans Krizi			
	20.12.94 – 20.12.95		20.10.97 – 20.10.98		17.08.98 – 16.08.99		11.09.08 – 11.09.09		14.09.09-07.09.10	
Model	İMKB-100		İMKB-100		İMKB-100		İMKB-100		İMKB-100	
	Katsayı	p	Katsayı	p	Katsayı	p	Katsayı	p	Katsayı	p
c	-0,0012	(0,4670)	0,0013	(0,4908)	0,0012	(0,1242)	0,0054***	(0,0000)	0,0015**	(0,0231)
AR(1)	0,5403**	(0,0256)					0,8589***	(0,0000)		
AR(2)					-0,2273***	(0,0000)				
AR(4)									-0,0731***	(0,0000)
AR(5)			-0,4438***	(0,0000)						
AR(7)							0,1046	(0,1043)		
MA(1)	-0,4130	(0,1178)					-0,8742***	(0,0000)		
MA(2)					0,3015***	(0,0000)				
MA(5)			0,3583***	(0,0000)						
MA(7)							-0,1168**	(0,0144)		
$\omega_0$	-1,7786***	(0,0062)	-5,8285	(0,1444)	-8,3747***	(0,0002)	-2,3189	(0,1708)	-1,3559	(0,1026)
$\alpha_1$	-0,0038	(0,9849)	0,5773***	(0,0014)	0,4111*	(0,0662)	-0,1797	(0,2452)	0,0244	(0,8639)
$\alpha_2$	0,4036	(0,1912)	0,3920	(0,1765)	0,4121*	(0,0632)	0,4792*	(0,0563)	0,3146*	(0,0956)
$\alpha_3$	-0,2600	(0,4552)	0,2500	(0,4389)	-0,3053	(0,1577)	0,2625	(0,5946)	-0,0843	(0,7140)
$\alpha_4$	0,1642	(0,6253)	0,2984	(0,2632)	0,3847	(0,1551)	0,3459	(0,1913)	0,2318	(0,3073)
$\alpha_5$	-0,0157	(0,9391)	0,2201	(0,4599)	0,4806**	(0,0190)	0,2647	(0,4711)	-0,1344	(0,5401)
$\alpha_6$			0,2069	(0,4173)	0,6505**	(0,0105)			-0,0985	(0,5844)
$\alpha_7$			0,2616	(0,3148)						
$\phi$	-0,1696**	(0,0229)	-0,0403	(0,5516)	-0,1273***	(0,0006)	-0,0787	(0,3828)	-0,1964**	(0,0142)
$\beta_1$	1,2123***	(0,0004)	-0,3077	(0,1960)	-0,3031	(0,1313)	-0,7187	(0,3531)	0,7705***	(0,0001)
$\beta_2$	-0,5261	(0,3101)	-0,1536	(0,5529)	0,6099***	(0,0003)	-0,3672*	(0,0643)	0,1405	(0,5781)
$\beta_3$	0,1107	(0,6863)	0,0424	(0,8357)	0,1846	(0,4375)	0,1483	(0,6489)	-0,2724	(0,2797)
$\beta_4$			0,3281	(0,1414)	-0,5172***	(0,0032)	0,3636	(0,2565)	-0,1314	(0,5564)
$\beta_5$			-0,0332	(0,8931)	-0,0043	(0,9853)	-0,0590	(0,7936)	0,1699	(0,4250)
$\beta_6$			0,5243***	(0,0089)			0,0031	(0,9885)	0,7254***	(0,0007)
$\beta_7$							0,1988	(0,3157)	-0,5332***	(0,0004)
$\beta_8$							0,7791***	(0,0000)		
$\beta_9$							0,4925	(0,3667)		
$\psi$	10,8428***	(0,0046)	-9,3245***	(0,0006)	-3,2310***	(0,0028)	0,2519	(0,9186)	-18,0361***	(0,0005)

\* %10 düzeyinde anlamlı, \*\* %5 düzeyinde anlamlı, \*\*\* %1 düzeyinde anlamlı,

Kriz yaşanan piyasalardaki ARMA-EGARCH modeline ilişkin kalıntıların İMKB Ulusal-100 Endeksi getiri oranı ARMA-EGARCH modellerinin varyans denklemleri içinde bir açıklayıcı değişken olarak kullanılması ile  $\psi$  parametresinin anlamlılıkları sınanmıştır. Elde edilen sonuçlar, krizlerin ardından geçen 1 yıllık süre içinde ele alınan dört krizin üçünün İMKB'ye bulaştığı yönünde bulgular içermektedir. Bu krizler sırasıyla Meksika krizi, Güneydoğu Asya krizi ve Rusya krizidir. Bu dönemlerde  $\psi$  parametreleri %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. ABD kaynaklı küresel finans krizinin başladığı varsayılan 11.09.2008 tarihinden itibaren bir yıllık süre dikkate alındığında ise  $\psi$  parametresinin istatistiksel olarak anlamlı olmaması nedeniyle bu dönemde yaşanan şokların İMKB koşullu volatilitesine anlamlı bir etkide bulunduğu, dolayısıyla bulaştığına dair bulgulara ulaşılamasa da ikinci bir yıllık dönemde (14.09.2009-07.09.2010) bulaşıcılığın varlığına dair bulgulara ulaşılmıştır. Bu dönemde Dow Jones endeksi getiri oranı ARMA-EGARCH modeli kalıntısı %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde İMKB-100 endeksi koşullu varyansı üzerinde etkili olmaktadır. Diğer bir deyişle ABD piyasasından gelen şoklar, İMKB koşullu varyansını etkilemektedir.

Meksika krizine ilişkin modelde yer alan  $\psi$  parametresinin 10,8428 düzeyinde ve istatistiksel olarak yüksek düzeyde (%1) anlamlı olarak tahmin edilmesi, bu krizin İMKB üzerindeki volatilite bulaşıcılığının yüksek olduğuna dair bir bulgu olarak değerlendirilebilir. Diğer yandan bu krize ilişkin olarak  $\beta_1$  parametresinin istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olması volatilitenin uzun dönemli etkisinin var olduğunu ve 1,2123 düzeyinde yüksek bir seviyede gerçekleşmesi ise kalıcılığının yüksek olduğunu göstermektedir. İyi ve kötü bilginin asimetrik etkisini gösteren  $\phi$  parametresi ise istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Dolayısıyla Meksika krizi döneminde İMKB'de asimetrik bir etkinin var olduğu, bu dönemde kötü bilgilerin koşullu değişkenlik üzerinde iyi bilgilerden daha güçlü bir etkiye neden olduğu söylenebilmektedir.

Güneydoğu Asya krizinin İMKB üzerindeki volatilite bulaşma etkisi incelendiğinde de  $\psi$  parametresinin istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğuna dair bulgulara ulaşıldığı görülmüştür. Volatilitenin uzun dönemli etkisini



gösteren  $\beta_i$  katsayıları incelendiğinde ise 6 gün gecikmeli beta katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu kriz dönemi için de  $\phi$  parametresi negatiftir ancak istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Rusya krizi değerlendirildiğinde ise  $\psi$  parametresinin yine istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olması nedeniyle bulaşıcılık etkisinin var olduğu söylenebilir. Bu kriz için de  $\beta_2$  ve  $\beta_4$  katsayılarının anlamlı olması nedeniyle volatilitenin uzun dönemli etkisinin var olduğu söylenebilir. Ayrıca  $\phi$  parametresinin negatif ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olması, bu dönemde asimetrik özelliğin güçlü olduğu, gelen olumsuz bilgilerin İMKB üzerinde olumlu bilgilere göre daha etkili olduğunu göstermektedir.

ABD kaynaklı küresel finans krizine dair bulgular incelendiğinde ise 11.09.2008-11.09.2009 döneminde  $\psi$  parametresinin istatistiksel olarak anlamsız olması nedeniyle bu krizin ardından geçen ilk 1 yıllık süre içinde krizin İMKB'ye volatilite bulaşıcılık etkisinin var olduğuna dair bulgulara ulaşamadığı söylenebilir. Diğer yandan  $\beta_2$  ve  $\beta_8$  parametrelerinin istatistiksel olarak sırasıyla %10 ve %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuç da bilginin İMKB değişkenliği üzerinde uzun vadeli güçlü etkisinin olduğunu ortaya koymaktadır. Bilginin asimetrik etkisini gösteren  $\phi$  katsayısının ise bu kriz döneminde istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür. Bu sonuca göre, küresel kriz döneminde ABD piyasaları yönünden İMKB'ye gelen kötü bilgilerin iyi bilgilere göre istatistiksel olarak farklı derecede bir etkiye neden olduğunu söylemek mümkün olmamaktadır. Ancak bu durum 14.09.2009-07.09.2010 döneminde değişmektedir. Krizin ikinci yılında  $\psi$  parametresi istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır ve  $\beta_1$ ,  $\beta_6$  ve  $\beta_7$  parametreleri anlamlıdır. Dolayısıyla bu dönemde şokların etkisi kalıcı olmakta belirli bir süre devam etmektedir.

## 5. Sonuç

Ekonomilerin dış ticaret ve sermaye hareketleri açısından entegrasyonu ve finansal piyasaların küreselleşmesi yerel krizlerin diğer ülke ekonomilerine bulaşıcılığını artırmıştır. Finansal piyasaların ekonomiler içinde artan rolü ve entegrasyonu öncesinde özellikle ticaret kanalları yoluyla krizlerin bulaştığının görülmesine rağmen günümüzde bulaşıcılık çok daha farklı kanallar üzerinden meydana gelebilmektedir. Bu kanallar genel olarak temel ekonomik ve politik unsurlar, finansal bağlantılar, yatırımcı davranışı ve likidite bağlantıları olarak sıralanabilmektedir.

Hisse senedi piyasasında getiri oranlarının yapısının ortaya konulmasında yaygın olarak kullanılan modeller arasında ARCH/GARCH modellerinin çeşitli versiyonları sıklıkla yer almaktadır. Finansal açıdan bu modellerin en önemli avantajlarından biri bir yandan getiri oranının açıklanması için ortalama modeli kullanılırken aynı anda riskliliğin göstergesi olan varyans da modellenmektedir. Dahası bu modellerde varyans, koşullu varyans şeklinde oluşturulabildiğinden, inceleme dönemi için tek bir risk (standart sapma ya da varyans) göstergesi yerine her t dönemi için risk düzeyini yansıtan farklı koşullu varyansların elde edilebilmesidir. Böylelikle dönem içinde değişen risk yapısına bağlı olarak statik tek bir risk göstergesi yerine dinamik bir risk yapısına ulaşılabilmektedir. Diğer yandan endeks yapısının ortaya konulması ve getiri oranlarının açıklanması tek başına yeterli bilgiyi vermemektedir. Bu nedendir ki finansal araştırmalarda getiri oranları yanında riskliliğin de incelenmesi önemlidir. ARCH/GARCH ailesine ait modeller de getiri oranı ve varyansın birlikte modellenmesine olanak tanımaktadır. Diğer yandan bu çalışmada ARMA-EGARCH modellerinin kullanılmasının nedeni, mevcut getiri oranlarının gecikmeli değerlerinin ve hareketli ortalamalarının bir fonksiyonu olarak kendi kendini açıklayan bir yapıya sahip olabileceğinden ileri gelmektedir. Piyasaya giren bilginin gecikmeli etkisi, aşırı yüksek ya da düşük reaksiyon gibi sermaye piyasalarında sıklıkla görülen olgular ARMA modelleri ile açıklanmaya çalışılmaktadır. Bununla birlikte koşullu varyansın EGARCH modeli ile yapılandırılması, bu modelin piyasaya giren bilginin koşullu değişkenlik üzerindeki olası asimetrik yapısını

yakalayabilme avantajını sunmaktadır. Piyasaya giren iyi haberler ile kötü haberlerin varyans üzerinde yaratabileceği farklı etkiler EGARCH modelleri vasıtasıyla ortaya konulabilmekte, ayrıca bilginin kalıcılığı da bu modeller çerçevesinde incelenebilmektedir.

Bu çalışmada da ARMA-EGARCH modelleri kullanılarak krizlerin İMKB koşullu değişkenliği üzerinde yarattığı bulaşıcılık etkisi incelenmiştir. Kriz dönemlerinde sermaye piyasalarında meydana gelen şokların İMKB koşullu varyansı üzerindeki etkisinin araştırılması için 1990 yılı sonrası gerçekleşen başlıca 4 küresel kriz çalışma kapsamına alınmıştır. Krizlerin İMKB üzerindeki bulaşıcılık etkisinin incelendiği bu çalışmada elde edilen bulgular Meksika krizi, Güneydoğu Asya krizi ve Rusya krizlerinin İMKB-100 endeksi koşullu değişkenliği üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkilere yol açtığı, bir diğer deyişle bulaştığı yönündedir. Diğer yandan yaşanmakta olan son finansal krize ilişkin olarak ise krizin başladığı varsayılan 11.09.2008 tarihinden itibaren ele alınan ilk bir yıllık dönemde Dow Jones Bileşik endeksinden kaynaklanan şokların İMKB-100 endeksi koşullu değişkenliği üzerinde bir bulaşıcılık etkisine rastlanılmamıştır. Ancak bu etki krizin başlamasının ardındaki ikinci bir yıllık dönem olan 14.09.2009-07.09.2010 döneminde kedisini göstermektedir. Elde edilen bulgulara göre kriz dönemlerinde RTS endeksi (Rusya) hariç İMKB ve diğer piyasalarda koşullu değişkenliğin piyasaya giren bilgiye karşı asimetric reaksiyon göstermektedir. Buna göre kriz dönemlerinde olumsuz haberlerin değişkenlik üzerinde yarattığı etki, olumlu haberlere göre daha yüksek düzeyde olmaktadır. Diğer yandan tüm kriz dönemlerinde ve tüm endekslerde piyasaya giren bilginin belirli bir süre kalıcı etkisinin var olduğuna dair delillere ulaşılmıştır.

## Kaynakça

1. Akel, Veli (2011), Kriz Dönemlerinde Finansal Piyasalar Arasındaki Volatilite Yayılma Etkisi, Detay Yayıncılık, Ankara.
2. Alper, Emre ve Kamil Yılmaz (2004), "Volatility and Contagion: Evidence from the Istanbul Stock Exchange", Economics Systems, Vol: 28, No:4, ss.353-367.
3. Back, In-Mee, Arindam Bandopadhyaya ve Chan Du (2005), "Determinants of Market-Assessed Sovereign Risk: Economic Fundamentals or Market Risk Appetite?", Journal of International Money and Finance, Vol.24, ss.533-548.
4. Baig, Taimur ve Ilan Goldfajn (1998), "Financial Market Contagion in the Asian Crisis", IMF Working Paper Series, No:98/155.
5. Bernadette, Andresso-O'Callaghan ve Lucia Morales (2009), "The Current Global Financial Crisis: Do Asian Stock Markets Show Contagious or Interdependency Effects?", XVth Euro-Asia Conference at Pau, 10 & 11 September, 2009.
6. Bollerslev, Tim (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Econometrics, Vol.31, ss.307-327.
7. Coudert, Virginie ve Mathieu Gex (2007), "Does Risk Aversion Drive Financial Crises? Testing the Predictive Power of Empirical Indicators", CEPII Working Paper, No.2007-02.
8. Çelikkol, Hakan, Soner Akkoç ve Yasemin Deniz Akarım (2010), "The Impact of Bankruptcy of Lehman Brothers on the Volatility Structure of ISE-100 Price Index", Journal of Money, Investment and Banking, Vol.18, ss.5-12.
9. De Bandt, Olivier ve Philipp Hartmann (2000), "Systemic Risk: A Survey", European Central Bank Working Paper Series, No. 35, Kasım.

10. Diebold, Francis X. ve Kamil Yılmaz (2008), "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers with Application to Global Equity Markets", NBER Working Paper Series, No.13811.
11. Drazen, Allan (1998), "Political Contagion in Currency Crisis", Working paper, University of Maryland and NBER, Mart.
12. Edwards, Sebastian ve Raul Susmel (2001), "Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets", Journal of Development Economics, Vol.66, ss.505-532.
13. Engle, Robert F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation", Econometrica, Vol.50, ss.987-1008.
14. Gai, Prasana ve Nicholas Vause (2006), "Measuring Investors' Risk Appetite", International Journal of Central Banking, Vol.2, No.1, ss.167-188.
15. Gerlach, Stefan ve Frank Smets (1995), "Contagious Speculative Attacks", European Journal of Political Economy, Sayı 1, Şubat, ss.45-63.
16. Hernandez, Leonardo F. ve Rodrigo O. Valdes (2001), "What Drives Contagion Trade, Neighborhood, or Financial Links?", International Review of Financial Analysis, No:10, ss.203-218.
17. Iwatsubo, Kentaro ve Kazuyuki Inagai (2006), "Measuring Financial Market Contagion Using Dually-Traded Stocks of Asian Firms", Journal of Asian Economics conference on Financial System Reform and Monetary Policy in Asia, 15-16 Eylül, Tokyo, Japonya. (erişim 29.11.2012: <http://www.apeaweb.org/confer/hk07/papers/iwatsubo-inagaki.pdf>)
18. Khallouli, Wajih and Rene P. Sandretto (2010), "Testing for 'Contagion' of the Subprime Crisis on the Middle East and North African Stock Markets: A Markov Switching EGARCH Approach", WP 1022, Groupe D'Analyse et de Theorie Economique Lyon-St Etienne.

19. Kaminsky, Graciela L. ve Carmen M.Reinhart (2000), "On Crises, Contagion and Confusion", *Journal of International Economics*, Vol.51, ss.145-168.
20. Kumar, Manmohan S. ve Avinash Persaud (2002), "Pure Cointagion and Investors' Shifting Risk Appetite: Analytical Issues and Empirical Evidence", *International Finance*, Vol.5, No.3, ss.401-426.
21. Kuusk, Andres ve Tiuu Paas (2010), "Contagion of Financial Crises with Emphasis on CEE Economies", *University of Tartu Working Papers*, Sayı:66.
22. Kodres, Laura E. ve Matthew Pritsker (2002), "A Rational Expectations Model of Financial Contagion", *Journal of Finance*, C. LVII, No. 2, Nisan.
23. Masson, Paul (2006), "Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers and Jumps between MultipleEquilibria", *The Asian Financial Crisis: Causes, Contagion and Consequences*, Ed.by Pierre-Richard Agenor, Marcus Miller, David Vines and Axel Weber, World Bank Institute, Center for Economic Policy Research, Global Economic Institutions, Cambridge University Press, ss.265-280.
24. Moledina, Amyaz A., Terry L. Roe ve Mathew Shane (2003), *Measurement of Commodity Price Volatility and the Welfare Consequences of Eliminating Volatility*, Minneapolis, MN: University of Minnesota, Economic Development Centre.
25. Moser, Thomas (2003) "What is International Financial Contagion?", *International Finance*, Sayı 6, 2003, ss.157-178.
26. McKinnon, Roland I. ve Huw Pill (1998), "International Overborrowing: A Decomposition of Credit and Currency Risks", *World Development*, Vol. 26, No:7, ss.1267-1282.
27. Nelson, Daniel B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, Vol.59, No.2, ss.347-370.

28. Özengin, Oya (2008), "Volatility Spillover Between The Stock Market and The Foreign Exchange Market In Turkey", Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İngilizce İşletme Ana Bilim Dalı İngilizce Finansman Programı, Yüksek Lisans Tezi.
29. Uchezuba, David Ifeany (2010), Measuring Asymmetric Price and Volatility Spillover in the South African Poultry Market, Faculty of Natural and Agricultural Sciences Department of Agricultural Economics University of Free State Bloemfontein, Doktora Tezi.
30. Valdes, Rodrigo (1997), "Emerging Market Contagion: Evidence and Theory", Working paper, Central Bank of Chile, ss.1-68.
31. Van Rijckeghem, Caroline ve Beatrice Weder (2001), "Source of Contagion: is it Finance or Trade?", Journal of International Economics, Sayı: 54, s.296.
32. WorldBank, <http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTRESEARCH/EXTPROGRAMS/EXTMACROECO/0,,contentMDK:20889756~pagePK:64168182~piPK:64168060~theSitePK:477872,00.html>, 10.07.2010.