



İşletme Araştırmaları Dergisi
Journal of Business Research-Turk
10/4 (2018) 1272-1297

Journal Of
Business Research
Turk
www.isarder.org

Araştırma Makalesi

Küresel Finans Krizi Türkiye Ekonomisine Bulaştı mı?

Has The Turkish Economy Experienced a Contagion Effect From The Global Financial Crisis?

Önder BÜBERKÖKÜ

Yüzüncü Yıl Üniversitesi
İşletme Fakültesi
Van, Türkiye

orcid.org/0000-0002-7140-557X
onderbuber@gmail.com

Celal KIZILDERE

Yüzüncü Yıl Üniversitesi
İşletme Fakültesi
Van, Türkiye

orcid.org/0000-0001-9904-0472
celalkzldere@gmail.com

Özet

Bu çalışmada 2007-2008 küresel finans krizinin Türk finans piyasalarına bulaşıp bulaşmadığı (contagion effect) incelenmiştir. Bulaşma kanalları olarak döviz kurları, faiz oranları ve hisse senedi piyasaları dikkate alınmıştır. Çalışmada, günlük ve haftalık frekanslar dahilinde AR(p)-DBEKK-GARCH (1,1) ve AR(p)-SBEKK-GARCH (1,1) modellerinden yararlanılmıştır. Bulgular, 2007-2008 küresel finans krizinin Türkiye ekonomisi üzerinde daha çok hisse senedi piyasaları üzerinden etkili olduğu, döviz kuru ve faiz oranı piyasaları üzerinde ise güçlü bir etkisinin olmadığına işaret etmektedir. Dolayısıyla, Türkiye ekonomisinin genel yapısı dikkate alındığında 2007-2008 küresel finans krizinin Türkiye ekonomisine kur ve faiz kanallarına göre göreceli olarak daha az zarar verecek bir kanal ile bulaştığı anlaşılmaktadır.

Anahtar kelimeler: Küresel finans krizi, Türkiye Ekonomisi, Kriz bulaşıcılığı, BEKK GARCH modeli

Gönderme Tarihi 15 Ekim 2018; **Revizyon Tarihi** 20 Aralık 2018; **Kabul Tarihi** 25 Aralık 2018

Abstract

This study examines whether the Turkish financial market experienced a contagion effect from the 2007-2008 global financial crisis. Stock, foreign exchange, and interest rate markets are all considered as potential transmission channels. The dynamic daily and weekly time-varying conditional correlations are estimated using the AR(p)-DBEKK-GARCH(1,1) and AR(p)-SBEKK-GARCH(1,1) models. Results clearly show that the US financial crisis was transmitted to the Turkish economy through the stock market channel, with no significant contagion effect found between the US and Turkish foreign exchange and interest rate markets. So, when the general structure of the Turkish economy is considered, these results imply that the US financial crisis spread to the Turkish economy through a channel considered to be less harmful than others.

Keywords : Global financial crisis, Turkish economy, Contagion, BEKK GARCH model

Received 15 October 2018; **Received in revised form** 20 December 2018; **Accepted** 25 December 2018

Önerilen Atıf/ Suggested Citation:

Büberkökü, Ö., Kızıldere, C. (2018). Küresel Finans Krizi Türkiye Ekonomisine Bulaştı mı?, *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 10 (4), 1272-1297.

1. Giriş

2007-2008 yıllarında dünya ekonomileri önemli bir küresel finans krizi ile karşı karşıya kalmışlardır. Bu kriz ABD merkezli olarak başlamış ardından Euro bölgesine yayılmıştır. Bu dönemde ABD’de, daha çok finans sektörünün durumu, ABD merkez bankası FED’in niceliksel gevşeme politikaları ile kamu borçlanma limitleri gibi konular öne çıkarken; Avrupa’da, Yunanistan’a yardım, Euro’nun geleceği, mali birlik, Avrupa Finansal İstikrar Fonu gibi konular tartışılmıştır. Bu tartışmalara paralel ABD ve Euro bölgesi yetkilileri iktisadi ve finansal anlamda çeşitli kararlar almış ve çeşitli politika karmaları ile krizin etkilerini azaltmaya çalışmışlardır. Bu gelişmeler de başta yükselen piyasa ekonomileri olmak üzere diğer bir çok ülke ekonomisi üzerinde çeşitli etkilere yol açmıştır.

Bu çalışmada, 2007-2008 küresel finans krizinin Türk finans piyasalarına bulaşıp bulaşmadığı (contagion effect) incelenmiştir. Çalışmada olası bulaşma kanalları olarak döviz kurları, faiz oranları ve hisse senedi piyasaları üzerinde durulmuştur. Krizin finansal piyasalar aracılığı ile bulaşıp bulaşmadığına karar verilirken bu alandaki çalışmaların geneli ile uyumlu olacak şekilde Forbes ve Rigobon (2002) tarafından yapılan bulaşıcılık tanımı dikkate alınmıştır. Forbes ve Rigobon (2002) bulaşıcılığı (contagion), kriz yaşayan ülke ile diğer ülkelerin finansal varlıkları arasındaki korelasyon değerinde kriz döneminde meydana gelen istatistiki olarak anlamlı artış olarak tanımlanmaktadır. Bir diğer ifade ile finansal varlıklar arasında kriz öncesi dönemde var olan korelasyon değeri ile kriz döneminde var olan korelasyon değeri karşılaştırıldığında eğer kriz dönemi ile birlikte korelasyon değerinde istatistiki olarak anlamlı bir artış söz konusu ise bu, kriz yaşayan ülkedeki bir şokun diğer ülke piyasasına da bulaştığı anlamına gelmektedir.

Literatüre bakıldığında bu konunun oldukça ilgi gören bir konu olduğu anlaşılmaktadır. Örneğin, Dimitriou, Kenourgios ve Simos (2013) BRICS ülkelerini inceledikleri çalışmalarında genel olarak küresel krizin ilk ortaya çıktığı dönemde BRICS ülkeleri üzerinde pek bir etkisinin olmadığını fakat Lehman Brothers’ın iflası ile başlayan süreçte krizin tüm BRICS ülkeleri üzerinde etkili olmaya başladığını belirtmişlerdir. Morales ve Andreosso-O’Callaghan (2012) 10 Asya ekonomisini inceledikleri çalışmalarında krizin bu ülke ekonomileri üzerinde belli oranda etkili olduğunu fakat bu etkinin bulaşıcılık olarak tanımlanacak kadar güçlü bir etki olmadığını ifade etmişlerdir. Ahmad, Bhanumurthy ve Seghal (2014) 2009-2012 döneminde yaşanan Avrupa merkezli finansal krizin 13 farklı Avrupa ülkesine bulaşıp bulaşmadığını inceledikleri çalışmalarında krizin özellikle İngiltere, Almanya, Fransa, Belçika, Avusturya, İsveç ve Danimarka ekonomileri üzerinde oldukça etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Baur (2012) krizin önde gelen 25 gelişmiş ve gelişen ülke ekonomisi üzerindeki etkisini incelediği çalışmasında krizin incelenen tüm ülke ve sektörlerle bulaştığı fakat özellikle sağlık, telekomünikasyon ve teknoloji sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin göreceli olarak krizden daha az etkilendiği sonucuna ulaşmıştır. Horta, Lagoa ve Martins (2014) çalışmalarında küresel finans krizinin hem ABD hem de Avrupa merkezli döneminin İngiltere, Fransa, Japonya, Portekiz, Belçika ve Hollanda ekonomileri üzerinde önemli etkileri olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Hemche, Jawadi, Maliki ve Cheffou (2016) küresel finans krizinin ABD merkezli döneminin bazı gelişmiş (Fransa, İtalya, İngiltere, Japonya) ve gelişen piyasa ekonomileri (Çin, Arjantin, Meksika, Tunus, Fas ve Mısır) üzerindeki etkisini inceledikleri çalışmalarında krizin özellikle Fransa, İtalya, İngiltere, Meksika ve

Arjantin hisse senedi piyasaları üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Anastasopoulos (2018) küresel finans krizinin Avrupa merkezli dönemi ile 2005 yılında Çin Yuanında yaşanan devalüasyonun çeşitli gelişmiş ve gelişen ülke ekonomilerinin hisse senedi piyasaları üzerindeki etkilerini incelediği çalışmasında her iki krizin de ilgili ülke hisse senedi piyasalarına bulaştığı sonucuna ulaşmıştır. Akhtaruzzaman ve Shamsuddin (2016) 1997-98 Asya ve 1998 Rusya finansal krizleri ile 2007-2008 döneminde başlayan küresel finans krizinin ABD ve Avrupa merkezli dönemlerinin 49 ülke ekonomisine bulaşıp bulaşmadığını inceledikleri çalışmalarında finansal krizlerin hisse senedi piyasaları aracılığı ile yayılmasında finansal sektör kuruluşlarına nazaran finans dışı sektörlerde faaliyet gösteren firmaların daha etkin bir rolü olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Alexakis ve Pappas (2018) 2007-2008 küresel finans krizinin ABD ve Avrupa merkezli dönemlerinin Avrupa birliği kapsamındaki 15 ülkeye bulaşıp bulaşmadığını inceledikleri çalışmalarında krizin hem ABD hem Avrupa merkezli dönemlerinin inceleme kapsamındaki tüm sektörel hisse senedi piyasalarına bulaştığı ve ayrıca finans ve telekomünikasyon sektörlerinin krizden en fazla etkilenen sektörler olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Kenourgios ve Dimitriou (2015) krizin küresel bazdaki etkilerini çeşitli bölgeleri ve sektörleri dikkate alarak inceledikleri çalışmalarında bölgesel olarak Pasifik bölgesindeki gelişmiş ülke ekonomilerinin; sektörel olarak ise sağlık ve teknoloji sektörlerinde faaliyet gösteren firmaların krizden daha az etkilendiği sonucuna ulaşmışlardır. Li ve Zhu (2014) 1997-98 Asya ve 2007-2008 mortgage krizlerinin Doğu Asya ve Latin Amerika'daki bazı ülke ekonomileri ile G7 ülkelerine bulaşıp bulaşmadığını inceledikleri çalışmalarında 2007-2008 mortgage krizinin daha çok G7 ülkeleri üzerinde etkili olduğunu 1997-98 Asya krizinin etkilerinin ise daha geniş bir coğrafyada hissedildiği sonucuna ulaşmışlardır. Kenourgios, Naifar ve Dimitriou (2016) 2007-2008 küresel finans krizinin ABD ve Avrupa merkezli dönemlerinin İslami hisse senedi ve sukuk piyasaları üzerindeki etkilerini inceledikleri çalışmalarında her iki krizin de İslami hisse senedi ve sukuk piyasaları üzerinde güçlü bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Ulusal literatürdeki yayınlara bakıldığında ise bu alanda hem sınırlı sayıda çalışma olduğu hem de bu kapsamdaki çalışmaların daha çok küresel finans krizinin gerçekleştiği dönemde Türkiye ekonomisinin makroekonomik göstergelerinde yaşanan değişimlere dayalı gözlemsel analizlere dayandığı (Örneğin bkz: Yılmaz, 2013; Engin ve Göllüce, 2016; Öztürk ve Gövdere, 2010) ve / veya küresel finansal krizlerin öncü göstergelerinin neler olabileceğine dayalı çalışmalardan oluştuğu anlaşılmaktadır (Örneğin bkz: Yücel ve Kalyoncu, 2010; Aydın ve Kara, 2008). Dolayısıyla, uluslararası literatürde olduğu gibi, doğrudan finansal kriz bulaşıcılığı ile ilgili ekonometrik / finansal ekonometrik modellere dayalı çalışma sayısının oldukça sınırlı olduğu anlaşılmaktadır. Bu kapsamda ulaşılan çalışmalara bakıldığında, Küçükşaraç, Özlü ve Ünalmiş (2012) döviz kuru, sermaye ve faiz piyasalarını dikkate aldıkları çalışmalarında Türkiye'nin Avrupa, Asya ve Latin Amerika ülkelerindeki benzer gelişen ekonomiler ile kıyaslandığında kriz döneminde meydana gelen ortak şoklardan ayrılmadığı ve gelişmelerden diğer ülkeler ile benzer şekilde etkilendiği sonucuna ulaşmışlardır. Tiryaki ve Ekinci (2015) 2007-2008 küresel finans krizinin Türkiye ekonomisine bulaşıp bulaşmadığını inceledikleri çalışmalarında krizin özellikle hisse senedi ve faiz oranı piyasaları kanalı ile Türkiye ekonomisine bulaştığı sonucuna ulaşmışlardır. Berberoğlu (2011) 2007-2008 küresel finans krizinin Türkiye ve Avrupa Birliği ülkeleri üzerindeki etkisini incelediği çalışmasında Türkiye'nin küresel finans

krizinden Avrupa Birliği içerisindeki ekonomik durumu iyi olmayan ülke ekonomileri ile benzer düzeyde etkilendiği sonucuna ulaşmıştır.

Bu çalışmanın amacı finansal piyasalar kanalı ile 2007-2008 küresel finans krizinin Türkiye ekonomisine bulaşıp bulaşmadığının incelenmesidir. Çalışmanın literatüre katkısı ise şu şekilde ifade edilebilir: Öncelikle, ulusal yazında bu konuda henüz yeterince çalışma olmadığı anlaşılmaktadır. Ayrıca, diğerlerinin yanı sıra Syllignakis ve Kouretas (2011, s.718) ile Hemche, Jawadi, Maliki ve Cheffou (2016, s.293) tarafından da ifade edildiği gibi uluslararası yazındaki çalışmalar da daha çok gelişmiş ekonomiler ve / veya Brezilya, Çin ve Rusya gibi belli başlı gelişen ülke ekonomileri üzerine odaklanmaktadır. Dolayısıyla, uluslararası literatürde de henüz Türkiye ekonomisini kapsayan oldukça sınırlı sayıda çalışma olduğu ifade edilebilir. İkinci olarak, Roy ve Roy (2017, s.369) tarafından da ifade edildiği gibi literatürdeki çalışmaların finansal krizin bulaşma kanalı olarak oldukça yoğun bir şekilde hisse senedi piyasaları üzerine odaklandığı görülmektedir (Örneğin, bkz: Ahmad, Bhanumurthy ve Seghal 2014; Akhtaruzzaman ve Shamsuddin, 2016; Alexakis ve Pappas, 2018; Anastasopoulos, 2018; Baur, 2012 ; Hemche, Jawadi, Maliki ve Cheffou, 2016; Kenourgios ve Dimitriou, 2015; Li ve Zhu, 2014; Syllignakis ve Kouretas, 2011). Fakat, Kenourgios, Naifar ve Dimitriou (2016, s.36) tarafından da ifade edildiği gibi finansal krizler hisse senedi piyasaları dışındaki finansal piyasalar aracılığı ile de diğer ülke ekonomilerine bulaşabilmektedir. Bu nedenle, bu çalışmada hisse senedi piyasalarına ilaveten döviz ve faiz piyasaları da dikkate alınmıştır. Son olarak da çalışmada farklı yaklaşımlara karşı dirençli (robust) sonuçlar elde edebilmek için analizlerde hem farklı veri frekansları hem de alternatif model yapıları üzerinde durulmuştur.

2. Veri ve Metodoloji

2.1. Veri

Çalışma günlük ve haftalık verilerden oluşmakta ve Ocak 2003 ile Mayıs 2009 dönemini kapsamaktadır.¹ Çalışmada, ABD’de başlayan krizin hisse senedi piyasaları kanalı ile Türk finans piyasalarına bulaşıp bulaşmadığı incelenirken S&P500 ile BIST100 endeksleri, faiz oranı kanalı ile bulaşıp bulaşmadığı incelenirken LIBOR (USD\$) ile TRLIBOR oranları ve döviz kuru kanalını ile bulaşıp bulaşmadığı incelenirken de ABD dolarının Euro karşılığı ile TL karşılığı arasındaki korelasyon ilişkisi dikkate alınmıştır. Veriler, Bank of England, Federal Reserve Bank of St. Louis, Yahoo Finance, TCMB ve TBB’den temin edilmiştir.

Literatürde, ABD merkezli küresel krizin 2007-2009 dönemini kapsadığına dair genel bir uzlaşma olmakla birlikte bu krizin tam olarak hangi tarihte başlayıp hangi tarihte bittiğinin belirlenmesi konusunda farklı yaklaşımlar bulunmaktadır. Örneğin, bazı önemli makroekonomik veya finansal gelişmeleri dikkate alarak (Örneğin, Lehman Brothers’ın batışı, VIX endeksindeki hareketler gibi) ilgili tarihleri belirleyen çalışmalar olduğu gibi çeşitli testler uygulayarak ilgili tarihleri belirleyen çalışmalar da bulunmaktadır. Bu çalışmada, Dungey ve Gajurel (2014), Morales ve Andreosso-O’Callaghan (2012), Dimitriou, Kenourgios ve Simos’un (2013) çalışmaları ile Federal Reserve Bank of St. Louis’in küresel krizin kronolojisine dönük çizelgesi dikkate

¹ Çalışmanın başlangıç yılının 2003 yılı olmasının nedeni Türkiye ekonomisinin 2001 yılı Şubat ayında yaşadığı finansal kriz ve ardından kur rejiminin değiştirilmesi gibi daha liberal bir ekonomik yapıya geçiş süreçlerinin yaşanmış olmasıdır.

alınarak ilgili tarihler belirlenmiştir. Çalışmada, böyle bir yaklaşımın uygulanmasının nedeni ise farklı yaklaşımlar uygulamalarına rağmen bu çalışmaların birbirine oldukça yakın tarihleri esas almış olmalarıdır. Bu kapsamda, bu çalışmada ABD merkezli kriz dönemi 17 Ağustos 2007 ile 31 Mayıs 2009 arası dönem olarak tanımlanmıştır. Çalışma dönemi Ocak 2003 ile Mayıs 2009 dönemini kapsadığından Ocak 2003 ile 16 Ağustos 2007 tarihleri arası dönem de kriz öncesi dönem olarak tanımlanmıştır.

2. 2. Metodoloji

Literatürde, zamanla değişen şartlı korelasyon değerlerinin elde edilmesinde AR(1)-BEKK-GARCH(1,1) modeli yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Engle ve Kroner (1995) tarafından geliştirilen BEKK modeli Denklem (1)'deki gibi ifade edilebilir:

$$R_{i,t} = \varphi_t + \varphi_1 R_{i,t-1} + \epsilon_{it}; \quad \epsilon_{it} | \mathcal{D}_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$H_t = CC' + A' \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}' A + B' H_{t-1} B \quad (1)$$

Burada, $R_{i,t}$ her bir finansal varlık için getiri denklemini; H_t ise varyans denklemini göstermektedir. Ayrıca, A ve B $N \times N$ boyutlu parametre matrisleri iken C $N \times N$ boyutlu alt üçgen bir matristir.

Bu model korelasyonun zamanla değişmesine izin vermekte ve değişen varyans sorununu da dikkate almaktadır. Ayrıca, bu modelin diğer çok değişkenli GARCH modellerine göre en önemli avantajlarından biri şartlı kovaryans matrisinin pozitiflik koşulunu sağlayabiliyor olmasıdır. Diğer taraftan, bu modelde tahmin edilecek parametre sayısı oldukça artmaktadır. Bu da modelin tahmininde işlemsel bir zorluğa sebebiyet vermekte ve serbestlik derecesinin azalmasına yol açmaktadır. A ve B matrislerinin diyagonal (köşegen) matris olduğunu varsayan diagonal BEKK-GARCH (DBEKK) modelinde ise tahmin edilecek parametre sayısı azalmakta ve modelin tahmini kolaylaşmaktadır. Bu nedenle çalışmada öncelikle DBEKK modeli kullanılmıştır. DBEKK modelinde şartlı varyans ve kovaryans denklemleri sırasıyla Denklem (2) ve (3)'teki gibi tanımlanmaktadır:

$$h_{iit} = c_{ii} + \alpha_{ii}^2 \epsilon_{it-1}^2 + \beta_{ii}^2 h_{iit-1} \quad (2)$$

$$h_{ijt} = c_{ij} + \alpha_{ii} \alpha_{jj} \epsilon_{it-1} \epsilon_{jt-1} + \beta_{ii} \beta_{jj} h_{ijt-1} \quad (3)$$

Burada, h_{iit} şartlı varyansı, h_{ijt} şartlı kovaryansı, $(\epsilon_{it-1}) \times (\epsilon_{it-1})$ ARCH etkisini, h_{iit-1} ise GARCH etkisini göstermektedir. Şartlı korelasyon değerleri (ρ_{ijt}) ise şartlı kovaryansın ilgili varlıkların şartlı standart sapmalarının çarpımına bölünmesi ile elde edilmektedir. Ayrıca, burada, a ve b scalar, I ise her elementi 1 olan matris olarak tanımlandığında ve A ve B matrisleri $A = aI$ ve $B = bI$ şeklinde ifade edildiğinde DBEKK modeli scalar BEKK (SBEKK) modeline dönüşmektedir. Böylece, tahmin edilecek parametre sayısı daha da azalmaktadır. Dolayısıyla, çalışmada hem tahmin edilecek parametre sayısının azaltılması hem de alternatif yöntemlere karşı dirençli bulgulara ulaşılabilmesi için SBEKK modelinden de yararlanılmıştır. SBEKK modelinin genel yapısı Denklem (4)'teki gibi ifade edilebilir:

$$R_{i,t} = \varphi_t + \varphi_1 R_{i,t-1} + \epsilon_{it}; \quad \epsilon_{it} | \mathcal{D}_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$H_t = CC' + a^2 \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}' + b^2 H_{t-1} \quad (4)$$

Korelasyon değerleri bu şekilde tanımlandıktan sonra kriz dönemi için elde edilen korelasyon değerlerinin kriz öncesi döneme göre istatistiki olarak anlamlı bir şekilde artıp artmadığının sınanması gerekmektedir. Bu amaçla literatürde yaygın olarak kullanılan ve Morrisson (1983) tarafından tavsiye edilen geleneksel Z-testinden yararlanılmıştır. Bu test Denklem (5)'te gösterildiği gibi hesaplanmaktadır:

$$Z = \frac{Z_0 - Z_1}{\text{var}(Z_0 - Z_1)} \quad (5)$$

Burada, Z_0 kriz öncesi dönemde değişkenler arasındaki korelasyon değerinin Fisher transformasyonunu; Z_1 ise kriz döneminde değişkenler arasındaki korelasyon değerinin Fisher transformasyonunu ifade etmekte ve sırasıyla Denklem (6) ile (7)'deki gibi hesaplanmaktadır:

$$Z_0 = 1/2 \ln \frac{1+\rho^{\text{kriz öncesi}}}{1-\rho^{\text{kriz öncesi}}} \quad (6)$$

$$Z_1 = 1/2 \ln \frac{1+\rho^{\text{kriz dönemi}}}{1-\rho^{\text{kriz dönemi}}} \quad (7)$$

$\text{var}(Z_0 - Z_1)$ ise Denklem (8)'de gösterildiği gibi tanımlanmaktadır:

$$\text{var}(Z_0 - Z_1) = \sqrt{\frac{1}{N_0-3} + \frac{1}{N_1-3}} \quad (8)$$

Burada, N_0 kriz öncesi dönemdeki gözlem sayısını; N_1 kriz dönemindeki gözlem sayısını göstermektedir. Bu testin hipotezleri ise Denklem (9) ve (10)'daki tanımlanmaktadır:

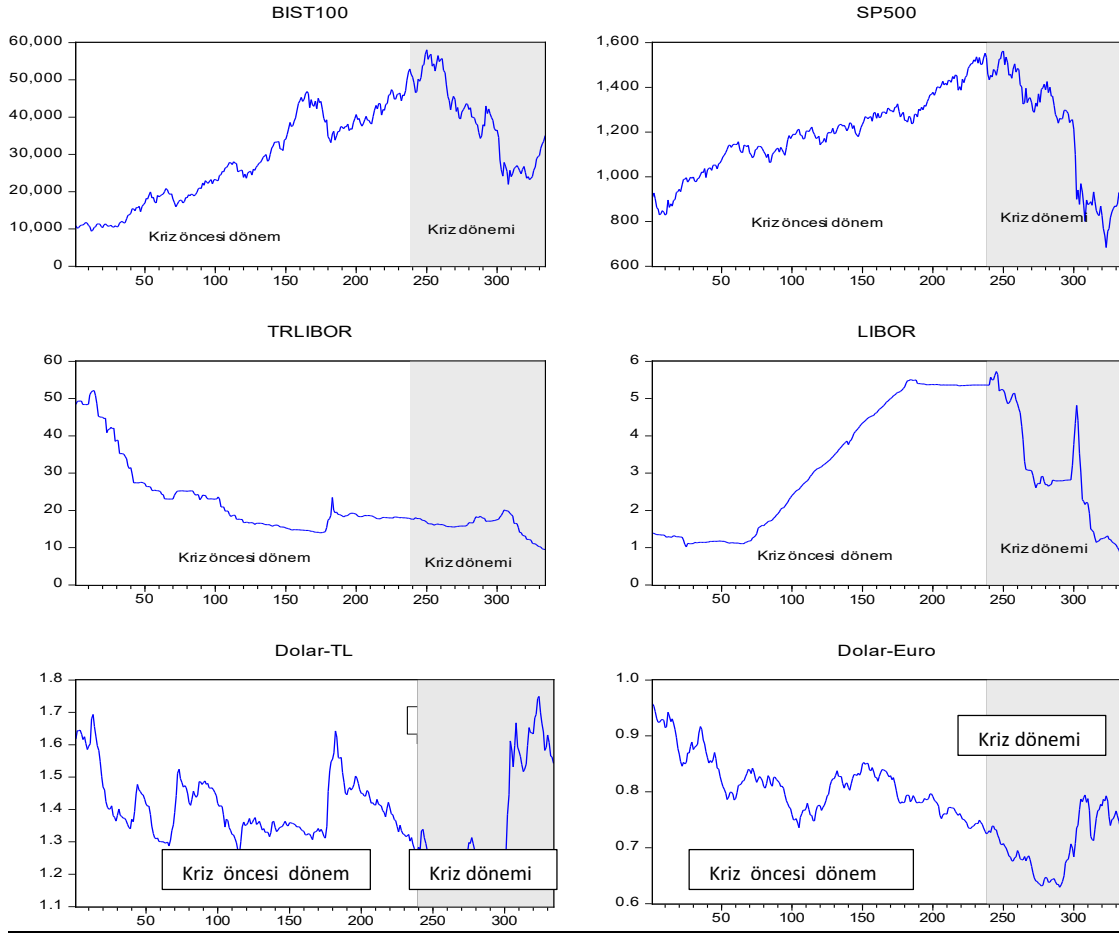
$$H_0: \rho_{ij}^{\text{kriz dönemi}} \leq \rho_{ij}^{\text{kriz öncesi dönem}} \quad (9)$$

$$H_1: \rho_{ij}^{\text{kriz dönemi}} > \rho_{ij}^{\text{kriz öncesi dönem}} \quad (10)$$

Bir diğer ifadeyle bu testte kriz dönemi ile birlikte korelasyonda bir artış olmadığını ifade eden H_0 hipotezine karşı tersi durumu ifade eden alternatif hipotez sınanmaktadır.

3.Bulgular

Çalışmada kullanılan finansal değişkenlerin kriz öncesi ve kriz dönemindeki seyirleri Grafik 1'de sunulmuştur. Özellikle, kriz döneminde ilgili finansal değişkenlerin birbirine benzer bir seyir izledikleri anlaşılmaktadır.

Grafik 1 : Çalışmada Kullanılan Değişkenlere ait Seriler

Günlük ve haftalık frekanslar dikkate alınarak değişkenlerin logaritmik farklarına uygulanan birim kök ve değişen varyans testi sonuçları ile betimleyici istatistikler Tablo 1’de sunulmuştur. Bulgular, ilgili dönemde sadece BIST100 ve S&P500 endekslerinin ortalama getirilerinin pozitif olduğuna işaret etmektedir. Standart sapma değerleri de her iki ülke için en riskli piyasanın hisse senedi piyasası olduğu, ardından faiz piyasalarının geldiğini göstermektedir. Jargue-Bera test istatistiği ise her durumda serilerin standart normal dağılıma uyduğunu ifade eden H_0 hipotezini %5 anlamlılık düzeyinde reddetmektedir. Logaritmik farkı alınmış serilere uygulanan ADF (Augmented Dickey Fuller, ADF) ve PP (Phillips- Perron, PP) birim kök testi sonuçları ise serilerin durağan olduğuna işaret etmektedir. Ljung-Box Q^2 test istatistikleri de her durumda inceleme kapsamındaki tüm serilerin değişen varyans sorunu içerdiğini göstermektedir.

Tablo 1: Betimleyici İstatistikler, Birim Kök ve Değişen Varyans Testi Sonuçları

	BIST100	S&P500	Dolar-TL	Dolar-Euro	TRLIBOR	LIBOR (US)
Günlük veri (%)						
Betimleyici istatistikler						
Ortalama	0.0783	0.0028	-0.0028	-0.0191	-0.1043	-0.0478
Medyan	0.1130	0.0739	-0.0745	-0.0258	0.0000	0.0000
Maksimum	12.1272	10.957	7.0388	4.4188	13.9748	14.1514
Minimum	-13.341	-9.4695	-11.9356	-5.3377	-13.9336	-15.799
Std. Sapma	2.1268	1.4036	1.0078	0.6770	1.1134	1.3150
Çarpıklık	-0.2326	-0.2397	-0.0992	-0.2551	-1.9811	-2.2659
Basıklık	6.8489	14.4190	19.4777	9.8220	56.4831	45.679
Jarque-Bera	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
Birim kök testi sonuçları						
ADF	-39.21*	-32.94*	-38.76*	-37.99*	-23.598*	-9.441*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
PP	-39.22*	-44.91*	-38.77*	-37.98*	-34.201*	-29.28*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ARCH etkisi						
Q ² (12)	251.5*	1892.3*	370.21*	13.32*	15.26*	19.147*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Haftalık veri (%)						
Betimleyici istatistikler						
Ortalama	0.3510	0.0034	-0.01436	-0.0876	-0.4892	-0.2236
Medyan	0.7394	0.1723	-0.22828	-0.1178	-0.1158	0.13333
Maksimum	15.7579	11.3559	10.8841	3.8536	23.029	15.8648
Minimum	-19.2733	-20.0838	-4.5949	-6.2811	-15.828	-27.8772
Std. Sapma	4.3959	2.6897	1.7271	1.1336	2.7691	4.1810
Çarpıklık	-0.3322	-1.1409	1.7075	0.0252	0.7760	-2.6361
Basıklık	4.5946	14.1338	9.6898	6.0574	23.514	18.5258
Jarque-Bera	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
Birim kök testi sonuçları						
ADF	-17.99*	-19.38*	-8.20*	-12.35*	-7.35*	-8.21*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
PP	-18.02*	-19.35*	-12.72*	-12.15*	-17.16*	-8.32*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ARCH etkisi						
Q ² (12)	72.07*	115.2*	85.77*	138.7*	63.04*	186.6*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

*, % 5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Olasılık değerleri parantez içerisinde gösterilmiştir. Serilerin logaritmik farkı trend içermediğinden birim kök analizinde trend içermeyen model spesifikasyonu kullanılmıştır. Jarque-Bera test istatistiği için verilen değerler olasılık değerleridir.

Günlük verilere dayalı AR(1)-DBEKK-GARCH (1,1) modeline ait bulgular Tablo 2’de gösterilmiştir. Bulgular, ARCH ve GARCH katsayılarının pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğuna işaret etmektedir.

Tablo 2 : AR(1)-DBEKK-GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları (Günlük veri)

	Faiz		Kur		Hisse senedi endeksi	
Getiri denklemi						
C(1)	-0.0862*(0.000)		-0.0329(0.103)		0.1452*(0.004)	
AR(1)	0.0685(0.441)		0.0496**(0.097)		0.0159(0.5830)	
C(2)	0.1111*(0.000)		-0.0316*(0.023)		0.0559*(0.009)	
AR(1)	0.2560*(0.006)		-0.0098(0.706)		-0.1975*(0.000)	
Varyans denklemi						
C(1,1)	0.0216*(0.019)		0.0224*(0.006)		0.1247*(0.022)	
C(1,2)	-0.0001(0.902)		0.002**(0.0981)		0.0086*(0.074)	
C(2,2)	-0.0044(0.128)		0.0008(0.2748)		0.0099*(0.041)	
ARCH(1,1)	0.3607*(0.000)		0.4039*(0.0000)		0.2479*(0.000)	
ARCH(2,2)	0.5049*(0.000)		0.1574*(0.0000)		0.2411*(0.000)	
GARCH(1,1)	0.9489*(0.000)		0.9103*(0.0000)		0.9537*(0.000)	
GARCH(2,2)	0.9225*(0.000)		0.9874*(0.0000)		0.9661*(0.000)	
LogL.	-3476.774		-3382.918		-5382.36	
Corr	0.0015		0.0798		0.2436	
Q ² stat.	TR	US	TR	US	TR	US
Q ² (50)	5.924(0.999)	41.53(0.797)	35.11(0.945)	83.09*(0.00)	37.2(0.911)	68.9*(0.04)

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Olasılık değerleri parantez içerisinde gösterilmiştir. TR, Türkiye; US, ise ABD finansal varlıklarının kalıntı değerlerine uygulanan Ljung-Box Q² (k) test sonuçlarını göstermektedir. LogL, log likelihood değerini ifade etmektedir. “corr” ifadesi, tüm dönem için elde edilen zamanla değişen şartlı korelasyon değerinin ortalamasını ifade etmektedir. Standart normal dağılmama durumuna karşı dirençli standart hatalar elde etmek için model Bollerslev ve Wooldridge’in (1992) tavsiye ettiği gibi sanki en çok olabilirlik (quasi maksimum likelihood estimation, QMLE) yöntemi ile tahmin edilmiştir.

Standardize edilmiş hata terimlerinin karelerine uygulanan Ljung-Box Q² test istatistikleri ise S&P500 endeksi ve Euro-Dolar paritesi dışındaki tüm durumlarda değişen varyans sorununun %5 anlamlılık düzeyinde giderildiğini göstermektedir^{2,3}.

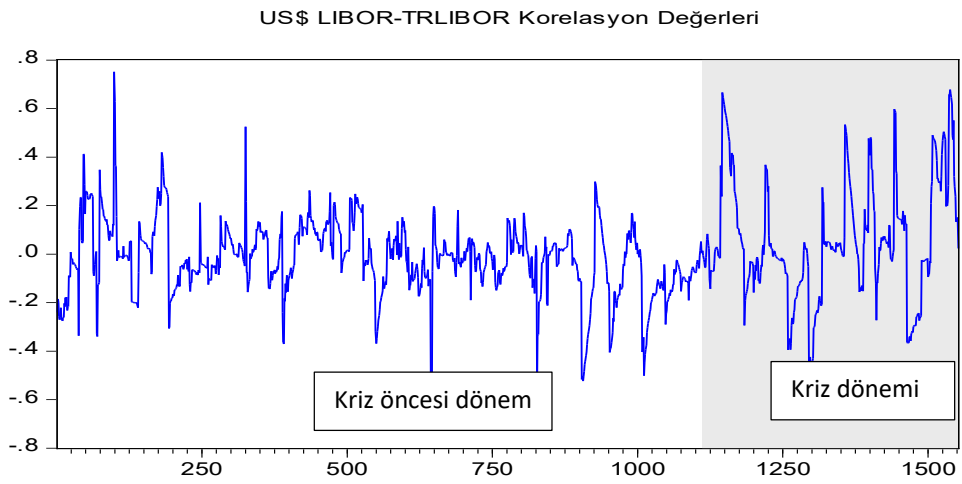
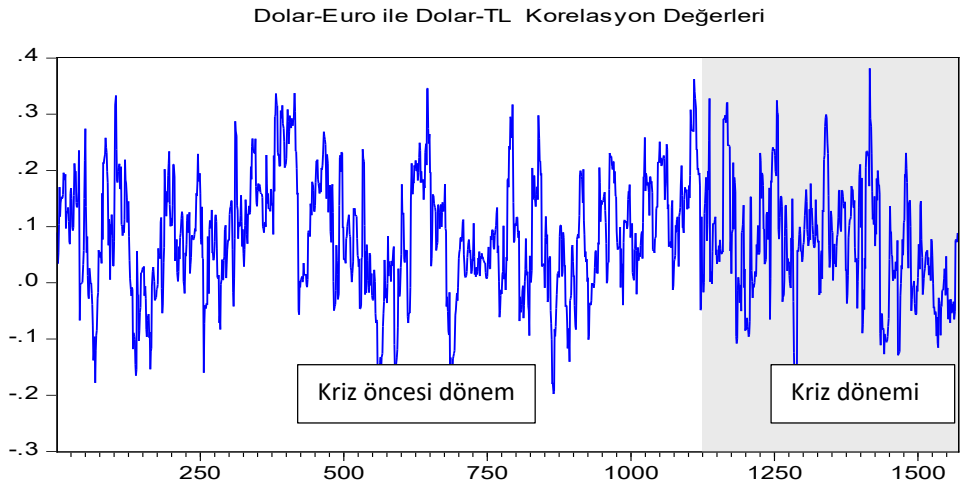
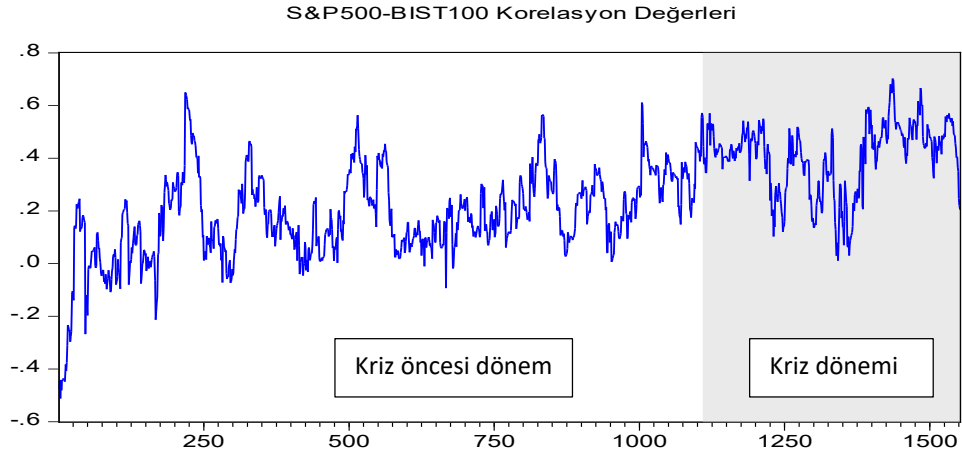
AR(1)-DBEKK-GARCH(1,1) modelinden elde edilen zamanla değişen şartlı korelasyon değerleri Grafik 2’de gösterilmiştir. Kriz öncesi dönem ve kriz dönemi için elde edilen şartlı ortalama korelasyon değerlerinin istatistiki olarak birbirinden farklı olup olmadığının sınanması amacıyla uygulanan Z-testi sonuçları ise Tablo 3’te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde, hem faiz oranları hem de hisse senedi endeksleri

² Bu çalışmanın, daha sonraki aşamalarında farklı frekanslar ve model yapıları analize dahil edildiğinde değişen varyans sorununun giderildiği ve yine benzer sonuçlara ulaşıldığı görülmüştür.

³ İlgili literatürde benzer yaklaşımları kullanan çalışmalara bakıldığında çok değişkenli GARCH modellerinin hata terimlerinde değişen varyans sorununun olup olmadığına pek odaklanılmadığı; değişen varyans sorununu dikkate alan bu tip modellerin kullanılmasının yeterli olduğunun varsayıldığı görülmektedir (Örneğin bkz: Dimitriou, Kenourgios ve Simos, 2013; Chiang, Jeon ve Li, 2007; Kenourgios ve Dimitrios, 2015). Bunun temel nedeni ise ilgili modellerin zaten küresel finans krizi gibi volatilitenin oldukça arttığı bir dönem için tahmin ediliyor olmasıdır. Somut bir örnek vermek gerekirse Dimitriou, Kenourgios ve Simos (2013, s.53) benzer analizi GARCH modeline dayalı olarak yaptıkları çalışmalarında standardize edilmiş hata terimlerinde ARCH etkisi olup olmadığını sınamamışlardır. Benzer bir yaklaşım bu alanda en çok atıf alan çalışmalardan biri olan Chiang, Jeon ve Li’nin (2007) çalışmasında da sergilenmiştir. Çünkü, bu çalışmada da GARCH tipi model spesifikasyonlarının kullanılmasının yeterli olduğu varsayımında bulunulmuştur.

için korelasyon değerlerinin kriz öncesi döneme göre istatistiki olarak anlamlı bir artış gösterdiği, döviz kurları arasındaki korelasyon değerinin ise kriz dönemi ile birlikte azaldığı anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, buradan çıkan ilk önemli sonuç Dolar-TL kurunun kriz dinamiklerinden ayrıştığıdır. Yani, küresel kriz döneminde Euro-Dolar paritesinde meydana gelen şokların döviz kuru kanalı üzerinden Türk finans piyasalarına bulaşmadığı anlaşılmaktadır. Faiz oranları arasındaki korelasyon değerine bakıldığında ise kriz dönemi ile birlikte korelasyon değerinin artmasına rağmen bu artışın %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı ancak %10 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı sayılabileceği anlaşılmaktadır. Ayrıca, korelasyon değerindeki artışın %10 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu varsayılsa bile bu değer kriz döneminde bile 0.057 gibi oldukça düşük bir değer aldığı anlaşılmaktadır. Hisse senedi piyasalarına bakıldığında ise en belirgin etkinin bu piyasada ortaya çıktığı ifade edilebilir. Çünkü, hem en yüksek korelasyon değeri hisse senedi piyasaları arasında ortaya çıkmakta hem de test istatistikleri güçlü bir şekilde kriz öncesi döneme göre korelasyon değerinin arttığına işaret etmektedir. Dolayısıyla, bulgular küresel krizin daha çok hisse senedi piyasası kanalı ile Türkiye ekonomisi üzerinde etkili olduğuna işaret etmektedir. Bir diğer ifade ile Euro-Dolar ve LIBOR (USD\$) piyasalarında kriz döneminde ortaya çıkan şoklar Dolar-TL ve TRLIBOR piyasaları üzerinde önemli bir etkiye yol açmaz iken S&P500 endeksindeki şokların BIST100 endeksi üzerinde de etkili olduğuna anlaşılmaktadır.

Grafik 2: DBEKK-GARCH(1,1) Modelinden Elde Edilen Korelasyon Değerleri



Tablo 3 : Z-testi Sonuçları

	Kriz öncesi korelasyon	Kriz dönemi korelasyon	Z testi
Faiz	-0.0199	0.0556	-1.34**(0.0901)
Kur	0.0851	0.0667	-
Hisse senedi	0.1792	0.4043	-4.39*(0.000)

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Kurlar arasındaki korelasyon değeri kriz dönemi ile birlikte zaten azaldığından bu finansal varlıklar arasındaki korelasyon değerine Z testi uygulanmamıştır.

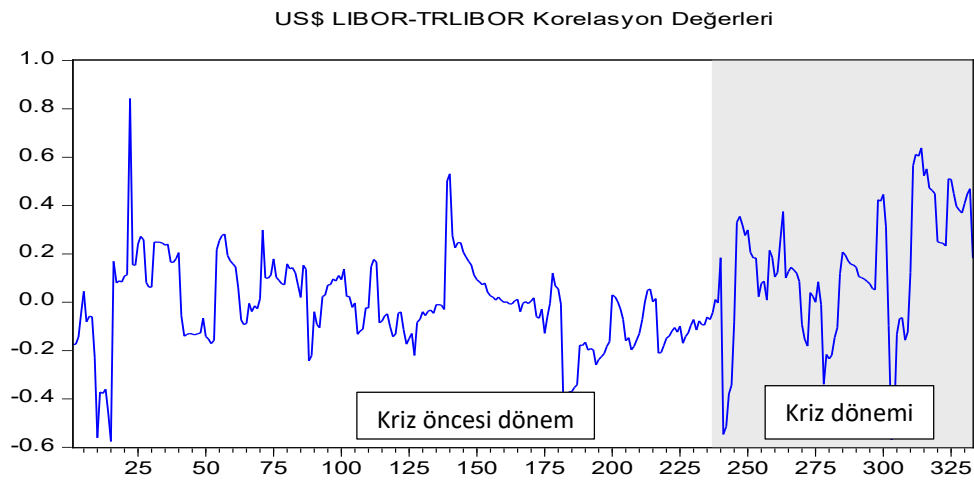
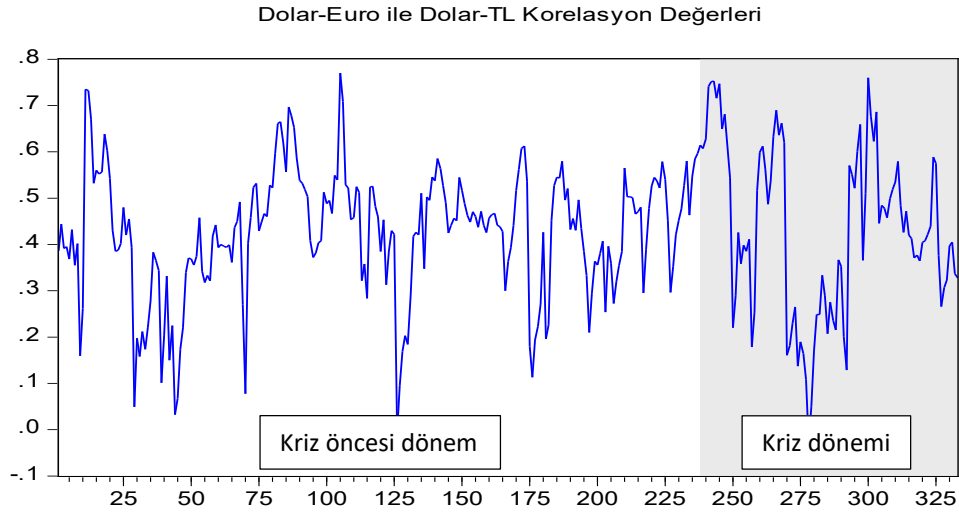
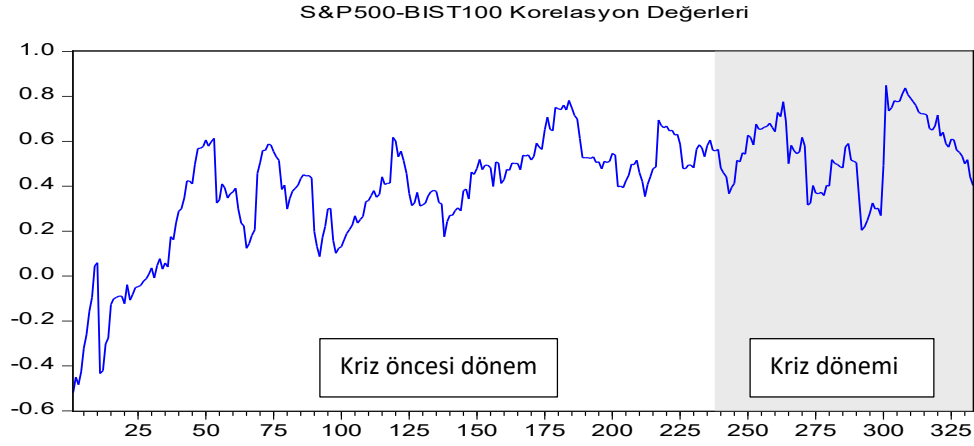
Bu analizlere rağmen literatürde günlük veri kullanılarak korelasyon analizi yapılmasını eleştiren çalışmalar da bulunmaktadır. Çünkü, piyasalar arasındaki işlem saati farklılıkları günlük veriye dayalı olarak elde edilen korelasyon değerlerinin güvenilirliğini azaltabilmektedir. Dolayısıyla, bu eleştirileri dikkate almak ve farklı yaklaşımlara karşı dirençli (robust) sonuçlar elde edebilmek amacıyla çalışmanın bu aşamasında haftalık veri kullanılarak ilgili analizler yinelenmiştir. Bu kapsamda elde edilen AR(1)-DBEKK-GARCH model sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur⁴. Sonuçlar incelendiğinde ARCH ve GARCH parametrelerinin pozitif çıktığı ve %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı oldukları görülmektedir. Standardize edilmiş hata terimlerinin karelerine uygulanan Ljung-Box Q² test istatistikleri de tüm finansal varlıklar için değişen varyans sorununun %5 anlamlılık düzeyinde giderildiğini göstermektedir. Bu modele bağlı olarak elde edilen zamanla değişen korelasyon değerleri Grafik 3'te sunulmuştur.

Tablo 4 : AR(1)-DBEKK-GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları (haftalık veri)

	Faiz		Kur		Hisse senedi endeksi	
Getiri denklemi						
C(1)	-0.274**(0.057)		-0.0747(0.352)		0.5457*(0.02)	
AR(1)	0.2214 (0.115)		0.3406*(0.000)		0.0363(0.549)	
C(2)	0.2233*(0.003)		-0.0758(0.113)		0.2215*(0.037)	
AR(1)	0.6308*(0.000)		0.3360*(0.000)		-0.1205(0.102)	
Varyans denklemi						
C(1,1)	0.3438*(0.018)		0.4860*(0.000)		1.7241*(0.017)	
C(1,2)	-0.0014(0.946)		0.099**(0.064)		0.236**(0.067)	
C(2,2)	0.0446 (0.453)		0.0196(0.148)		0.0986*(0.269)	
ARCH(1,1)	0.6061*(0.000)		0.5169*(0.000)		0.3118*(0.000)	
ARCH(2,2)	0.4493*(0.000)		0.2854*(0.000)		0.3090*(0.010)	
GARCH(1,1)	0.8371*(0.000)		0.7308*(0.000)		0.9031*(0.000)	
GARCH(2,2)	0.9319*(0.000)		0.9565*(0.000)		0.9436*(0.000)	
LogL.	-1407.13		-1011.29		-1623.05	
Corr	0.028		0.427		0.412	
Q ² stat.	TR	US	TR	US	TR	US
Q ² (50)	22.13(0.99)	19.98(0.99)	23.01(0.99)	0.463(0.621)	30.04(0.989)	59.2(0.175)

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. TR, Türkiye; US, ise ABD finansal varlıklarının kalıntı değerlerine uygulanan Ljung-Box Q² (k) testinin sonuçlarını göstermektedir. LogL, log likelihood değerini ifade etmektedir. "corr" ifadesi, tüm dönem için elde edilen zamanla değişen şartlı korelasyon değerinin ortalamasını ifade etmektedir. Standart normal dağılmama durumuna karşı dirençli standart hatalar elde etmek için model Bollerslev ve Wooldridge'in (1992) tavsiye ettiği gibi sanki en çok olabilirlik (quasi maksimum likelihood estimation, QMLE) yöntemi ile tahmin edilmiştir.

Grafik 3: DBEKK-GARCH(1,1) Modelinde Elde Edilen Korelasyon Değerleri



Ayrıca, bu modelden elde edilen korelasyon değerlerinin istatistiki olarak birbirinden farklı olup olmadığının tespitine dönük olarak uygulanan Z-testi sonuçları da Tablo 5’te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde para birimleri arasındaki korelasyonun kriz dönemi ile birlikte pek değişmediği faiz oranı ve hisse senedi endeksleri arasındaki korelasyonun ise arttığı fakat artışın sadece hisse senedi endeksleri için istatistiki olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, bu aşamaya kadarki tüm bulgular birlikte değerlendirildiğinde küresel krizin daha çok hisse senedi piyasaları üzerinden Türkiye ekonomisi üzerinde etkili olduğu faiz oranı üzerinde de ise zayıf etkileri olabileceğine dair bazı bulguların olduğu ifade edilebilir. Döviz kuru kanalı ise açık bir şekilde küresel krizin etkilerinden ayrılmıştır.

Tablo 5: Z-testi Sonuçları

	Kriz öncesi korelasyon	Kriz dönemi korelasyon	Z testi
Faiz	-0.0153	0.1335	-1.22(0.1112)
Kur	0.4246	0.4340	-0.09(0.4640)
Hisse senedi	0.3539	0.5568	-2.11*(0.0174)

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Olasılık değerleri parantez içerisinde sunulmuştur.

Çalışmanın bu aşamasında sonuçların farklı model spesifikasyonları karşısında dirençli olup olmadığının tespiti amacıyla SBEKK model tahmin sonuçlarına yer verilmiştir. Günlük verilere dayalı olarak tahmin edilen AR(1)-SBEKK-GARCH (1,1) modeline ait sonuçlar (Tablo 6) incelendiğinde, ARCH ve GARCH parametrelerinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Standardize edilmiş hata terimlerinin karelerine uygulanan Ljung-Box Q^2 (k) test istatistikleri ise S&P500 endeksi ile döviz kurları dışındaki tüm durumlarda değişen varyans sorununun %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde giderildiğini göstermektedir. AR(1)-SBEKK-GARCH(1,1) modelinden elde edilen zamanla değişen şartlı korelasyon değerleri Grafik 4’te gösterilmiştir. Z-testi sonuçları ise Tablo 7’de sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde, sadece hisse senedi endeksleri için korelasyon değerlerinin kriz öncesi döneme göre istatistiki olarak anlamlı bir şekilde artış gösterdiği, faiz oranları arasındaki korelasyon artışının %10 anlamlılık düzeyinde bile istatistiki olarak anlamlı olmadığı, döviz kurları arasındaki korelasyon değerinin ise kriz dönemi ile birlikte azaldığı anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, buradan elde edilen sonuçlar küresel krizin hisse senedi piyasası kanalı ile Türkiye ekonomisi üzerinde etkili olduğuna işaret etmektedir. Bir diğer ifade S&P500 endeksindeki şokların BIST100 endeksi üzerinde de etkili olduğuna anlaşılmaktadır.

Haftalık verilere dayalı olarak tahmin edilen AR(1)-SBEKK-GARCH (1,1) modeline ait sonuçlar (Tablo 8) incelendiğinde, ARCH ve GARCH parametrelerinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Standardize edilmiş hata terimlerinin karelerine uygulanan Ljung-Box Q^2 (k) test istatistikleri tüm finansal varlıklar için %10 anlamlılık düzeyinde değişen varyans sorununun giderildiğini göstermektedir. Bu modele bağlı olarak elde edilen zamanla değişen korelasyon değerleri Grafik 5’te sunulmuştur. Ayrıca, bu modelden elde edilen korelasyon değerlerinin istatistiki olarak birbirinden farklı olup olmadığının tespiti amacıyla uygulanan Z-testi sonuçları da Tablo 9’da gösterilmiştir. Sonuçlar incelendiğinde para birimleri arasındaki korelasyonun kriz dönemi ile birlikte pek değişmediği, faiz oranı ve hisse senedi endeksleri arasındaki korelasyonun ise arttığı fakat, bu artışın sadece hisse senedi endeksleri için istatistiki olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, tüm bulgular birlikte değerlendirildiğinde, çalışma bulgularının güçlü bir

şekilde 2007-2008 küresel finans krizinin Türkiye ekonomisine hisse senedi piyasaları kanalı ile bulaştığı, kur ve faiz kanallarının ise bu dönemde yaşanan şoklardan önemli oranda etkilenmediği sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 6 : AR(1)-SBEKK-GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları (günlük veri)

	Hisse senedi endeksi	Kur	Faiz
Getiri denklemi			
C1	0.1469*[0.002]	-0.0251[0.209]	-0.0907*[0.001]
C2	0.0486*[0.006]	-0.0347*[0.014]	0.1309*[0.005]
AR1-1	0.0138[0.607]	0.0357[0.251]	0.1002[0.212]
AR1-2	-0.195*[0.000]	-0.0091[0.730]	0.2654*[0.056]
Varyans denklemi			
C-11	0.2868*[0.000]	0.0996*[0.000]	0.1765[0.173]
C-12	0.0235*[0.082]	0.0038[0.668]	-0.0034[0.624]
C-22	0.1181*[0.000]	0.0752*[0.001]	0.0756[0.166]
GARCH	0.9599*[0.000]	0.9594*[0.000]	0.9451*[0.000]
ARCH	0.2521*[0.000]	0.2679*[0.000]	0.3268*[0.000]
LogL	-5393.612	-3437.275	-3533.020
Corr	0.2445	0.0695	-0.003
Q ² (50)...TR	41.948[0.7838]	73.927*[0.016]	8.0325[0.999]
Q ² (50)...US	66.7312**[0.0569]	65.073**[0.074]	36.712[0.919]

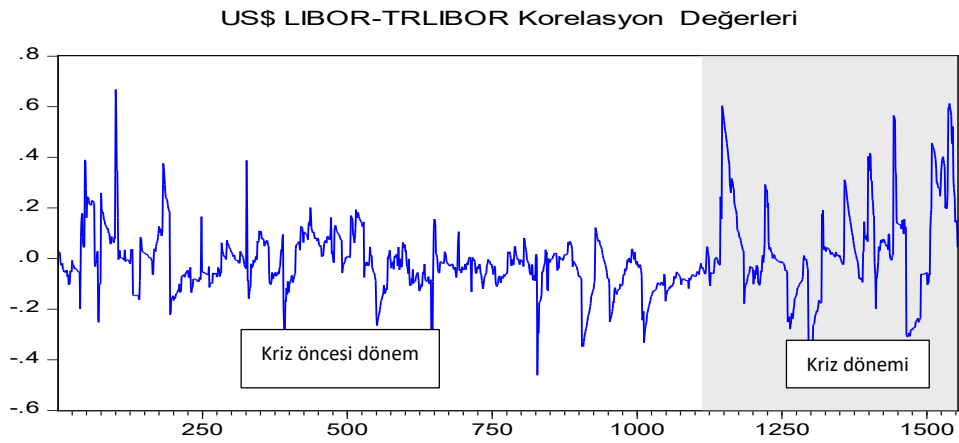
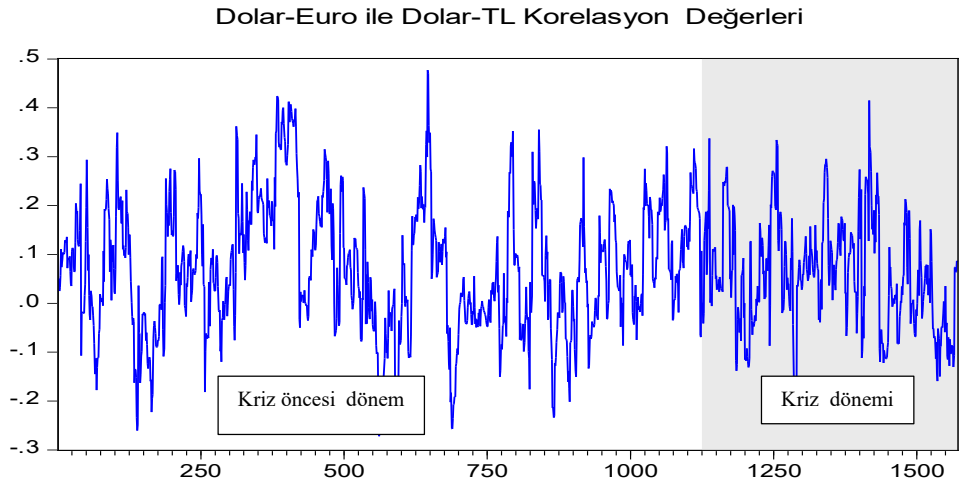
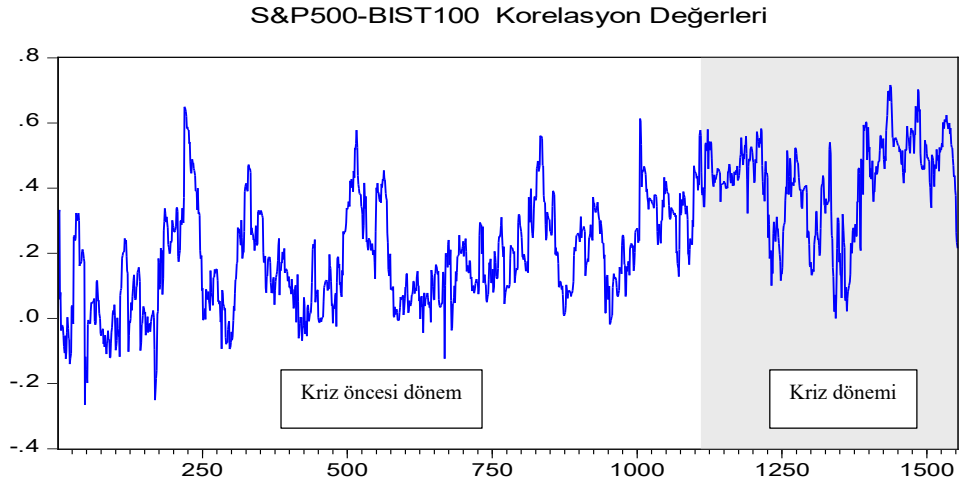
*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Olasılık değerleri parantez içerisinde sunulmuştur. TR, Türkiye; US, ise ABD finansal varlıklarının kalıntı değerlerine uygulanan Ljung-Box Q²(k) test sonuçlarını göstermektedir. LogL, log likelihood değerini ifade etmektedir. "corr" ifadesi, tüm dönem için elde edilen zamanla değişen şartlı korelasyon değerinin ortalamasını ifade etmektedir. Standart normal dağılmama durumuna karşı dirençli standart hatalar elde etmek için model Bollerslev ve Wooldridge'in (1992) tavsiye ettiği gibi sanki en çok olabilirlik (quasi maksimum likelihood estimation, QMLE) yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir.

Tablo 7 : Z-testi Sonuçları

	Kriz öncesi korelasyon	Kriz dönemi korelasyon	Z testi
Faiz	-0.0231	0.0461	-1.23[0.1093]
Kur	0.0726	0.0585	-
Hisse senedi	0.17665	0.41781	-4.73*[0.000]

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Olasılık değerleri parantez içerisinde sunulmuştur. Kurlar arasındaki korelasyon değeri kriz dönemi ile birlikte azaldığından bu finansal varlıklar arasındaki korelasyon değerine Z testi uygulanmamıştır.

Grafik 4: SBEKK-GARCH(1,1) Modelinden Elde Edilen Korelasyon Değerleri



Tablo 8: AR(1)-SBEKK-GARCH(1,1) Model Tahmin Sonuçları (haftalık veri)

	Hisse senedi endeksi	Kur	Faiz
Getiri denklemi			
C1	0.5938*[0.022]	-0.1017[0.331]	0.6726*[0.026]
C2	0.2182*[0.013]	-0.1046[0.174]	-0.3646*[0.001]
AR1-1	0.0352[0.528]	0.3595*[0.000]	0.6467*[0.000]
AR1-2	-0.1262*[0.018]	0.3796*[0.000]	0.1819*[0.054]
Varyans denklemi			
C-11	1.0944*[0.020]	0.5401*[0.002]	0.2542*[0.028]
C-12	0.1876*[0.051]	0.1552*[0.014]	0.0049[0.931]
C-22	0.4236*[0.022]	0.3336*[0.003]	0.4172*[0.006]
GARCH	0.9108*[0.000]	0.8368*[0.000]	0.9241*[0.000]
ARCH	0.3565*[0.002]	0.4337*[0.000]	0.3822*[0.000]
LogL	-1635.93	-1023.96	-1434.34
Corr	0.4015	0.4247	0.0511
Q ² (50)...TR	30.243[0.987]	26.623[0.997]	39.995[0.843]
Q ² (50)...US	44.269[0.702]	53.723[0.334]	20.574[0.999]

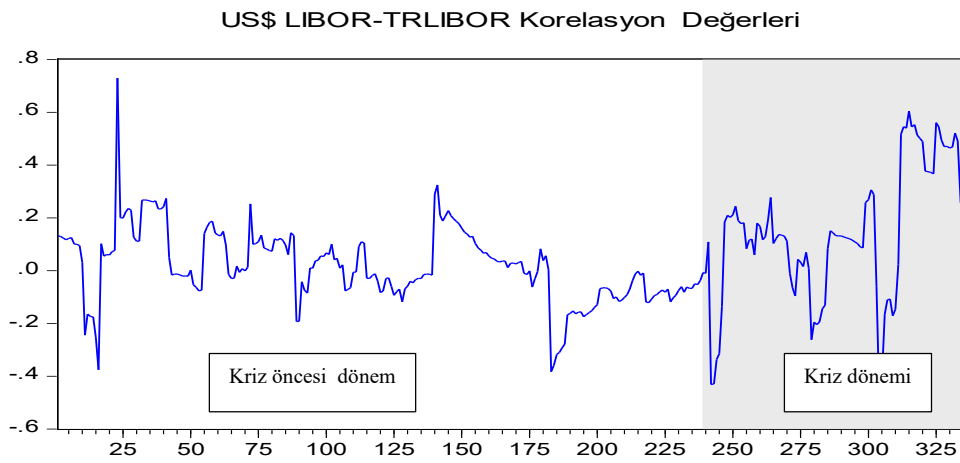
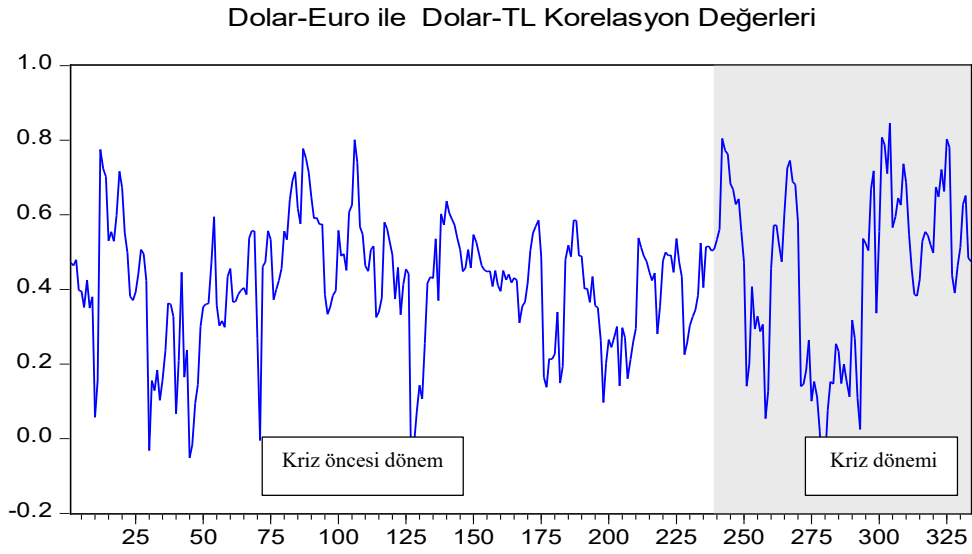
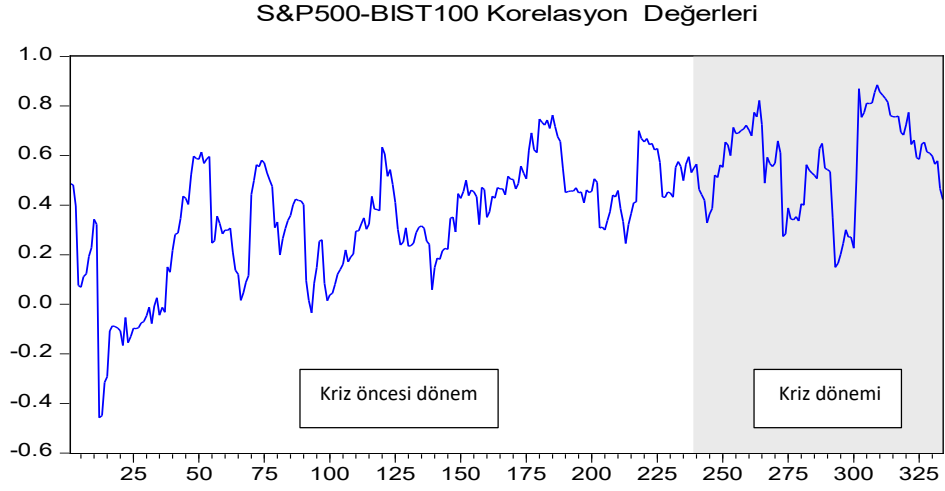
*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Olasılık değerleri parantez içerisinde sunulmuştur. TR, Türkiye; US, ise ABD finansal varlıklarının kalıntı değerlerine uygulanan Ljung-Box Q²(k) test sonuçlarını göstermektedir. LogL, log likelihood değerini ifade etmektedir. "corr" ifadesi, tüm dönem için elde edilen zamanla değişen şartlı korelasyon değerinin ortalamasını ifade etmektedir. Standart normal dağılmama durumuna karşı dirençli standart hatalar elde etmek için model Bollerslev ve Wooldridge'in (1992) tavsiye ettiği gibi sanki en çok olabilirlik (quasi maksimum likelihood estimation, QMLE) yöntemi ile tahmin edilmiştir.

Tablo 9: Z-testi Sonuçları

	Kriz öncesi korelasyon	Kriz dönemi korelasyon	Z testi
Faiz	0.0159	0.1382	-1.010[0.156]
Kur	0.4134	0.4530	-0.40[0.345]
Hisse senedi	0.3318	0.5743	-2.52*[0.006]

*, %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Olasılık değerleri parantez içerisinde sunulmuştur.

Grafik 5 : SBEKK-GARCH(1,1) Modelinden Elde Edilen Korelasyon Değerleri



4. Sonuç

Bu çalışmada 2007-2008 küresel finans krizinin Türkiye ekonomisine bulaşıp bulaşmadığı günlük ve haftalık frekanslar dikkate alınarak AR(1)-DBEKK-GARCH (1,1) ve AR(1)-SBEKK-GARCH (1,1) modelleri ile incelenmiştir. Bulaşma kanalları olarak hisse senedi piyasaları, döviz kurları ve faiz oranları dikkate alınmıştır. Bulgular, küresel finans krizinin hisse senedi piyasaları üzerinde etkili olduğuna dair güçlü kanıtlar sunmaktadır. Küresel krizin faiz oranı kanalı üzerinde pek önemli bir etkisinin olmadığı, döviz kuru kanalının ise açık bir şekilde küresel krizin etkilerinden ayrıştığı anlaşılmaktadır.

Türkiye ekonomisinin genel yapısı dikkate alındığında hisse senedi piyasalarının reel iktisadi faaliyetler üzerinde faiz oranları ve döviz kurlarına nazaran daha az etkili bir değişken olduğu ifade edilebilir. Çünkü, hisse senedi piyasaları gelişmiş ülke ekonomilerinin aksine ülkemizde hem şirketlerin yatırım harcamaları hem de tüketicilerin tüketim harcamaları üzerinde daha az etkiye sahip bir değişkendir. Bunun nedeni hisse senedi piyasalarının henüz Türk tüketicileri açısından önemli bir servet biriktirme aracı, şirketler açısından ise önemli bir fon kaynağı olmamasıdır. Dolayısıyla, mevcut bulgular küresel finans krizinin hem finansal hem de reel anlamda Türkiye ekonomisi üzerinde göreceli olarak daha az tahribat yaratma potansiyeline sahip bir kanal üzerinden etkili olduğuna işaret etmektedir. Bu da krizin ülkemiz üzerinde sınırlı etkileri veya yönetilebilir etkileri olmuş olduğu anlamına gelebilir. Bu bulgu, özellikle 1990-2002 döneminde Brezilya, Rusya ve Türkiye gibi yükselen piyasa ekonomilerinin yaşadığı sorunlar ve bu ülke finans piyasalarının FED gibi merkez bankalarının kararlarına olan duyarlılıkları dikkate alındığında geçmiş dönemlere nazaran Türkiye ekonomisinin küresel ekonomide yaşanan olumsuzluklar karşısında daha dirençli bir yapı sergilediğine işaret etmektedir. Böyle bir durumun ortaya çıkmasında ise hem küresel kriz döneminde uygulanan ekonomi politikalarının etkinliğinin hem de 2001 krizi sonrasında daha liberal bir ekonomik anlayışa geçilmiş olmasının etkili olmuş olabileceği düşünülmektedir.

Bu çalışmada, 2007-2008 yıllarında başlayan küresel finans krizinin ABD merkezli dönemi üzerinde durulmuştur. Ayrıca, çalışmada finansal değişkenler üzerine odaklanılmıştır. Dolayısıyla, daha sonraki çalışmalarda küresel finans krizinin Avrupa merkezli döneminin Türk finans piyasaları üzerindeki etkisi incelenebilir veya krizlerin reel sektör üzerindeki etkileri üzerinde durulabilir.

Kaynaklar

- Akhtaruzzaman, Md., Shamsuddin, A., (2016). "International contagion through financial versus non-financial firms", *Economic Modelling*, Vol.59, 143-163.
- Alexakis, C., Pappas, V., (2018). "Sectoral dynamics of financial contagion in Europe - The cases of the recent crises episodes", *Economic Modelling*, Vol.73, 222-239.
- Ahmad, W., Bhanumurthy, N.R., Sehgal, S., (2014). "The Eurozone crisis and its contagion effects on the European stock markets", *Studies in Economics and Finance*, Vol.3, 325-352.
- Anastasopoulos, A., (2018). "Testing for financial contagion: New evidence from the Greek crisis and yuan devaluation", *Research in International Business and Finance*, Vol.45, 499-511.

- Aydın, Ü., Kara, O.,(2008). “Krizlerin Türkiye ekonomisine etkisi: Geleceğin öngörüsüne yönelik bir deneme”, 2. Ulusal İktisat Kongresi, 20-22 Şubat. file:///C:/Users/asus/Downloads/makale22.pdf
- Baur, D.G., (2012). “Financial contagion and the real economy”, *Journal of Banking & Finance*, Vol.36, 2680-2692.
- Berberoğlu, B., (2011). “2008 Global krizinin Türkiye ve Avrupa Birliği’ndeki etkilerinin kümeleme analizi ile incelenmesi”, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt.11, Sayı:1, 105-130.
- Bollerslev, T., Wooldridge, J.M., (1992). “Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time varying covariances”, *Econometric Reviews*, Vol.11, 143-172.
- Chiang, T.C., Jeon, B.N., Li, H., (2007). “Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 26, 1206-1228.
- Dimitriou, D., Kenourgios, D., Simos,T., (2013).“Global financial crisis and emerging stock market contagion: A multivariate FIAPARCH-DCC approach”, *International Review of Financial Analysis*, Vol.30, 46-56.
- Engin, C., Göllüce, E., (2016). “2008 küresel finans krizi ve Türkiye ekonomisine yansımaları”,*Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt.6, Sayı:1, 27-40.
- Engle, R., Kroner, K., (1995). “Multivariate simultaneous generalized ARCH ”, *Econometric Theory*, Vol.11, 122-150.
- Forbes, K. J., Rigobon, R., (2002). “No contagion, only interdependence: Measuring stock market co-movements”, *Journal of Finance*, Vol.57, No.5, 2223–2261.
- Hemche, O., Jawadi, F., Maliki, S.B., Cheffou, A.I., (2016). “On the study of contagion in the context of the subprime crisis: A dynamic conditional correlation-multivariate GARCH approach”, *Economic Modelling*, Vol.52, 292-299.
- Horta, P., Lagoa, S., Martins, L., (2014). “The impact of the 2008 and 2010 financial crises on the Hurst exponents of international stock markets: Implications for efficiency and contagion”, *International Review of Financial Analysis*, Vol.35, 140-153.
- Keneourgios, D., Dimitriou, D., (2015). “Contagion of the global financial crisis and the real economy”, *Economic Modelling*, Vol.44, 283-293.
- Kenourgios, D., Naifar, N., Dimitriou, D., (2016). “Islamic financial markets and global crises: Contagion or decoupling?”, *Economic Modelling*, Vol.57, 36-46.
- Küçükşarap, D., Özlü, P., Ünalmiş, D., (2012). “Küresel kriz, avrupa borç krizi ve gelişmekte olan piyasalarda bulaşıcılık etkisi”, *Central Bank Review*, Vol.12, 25-35.
- Li, F., Zhu, H., (2014). “Testing for financial contagion based on a nonparametric measure of the cross-market correlation”, *Review of Financial Economics*, Vol.23, 141-147.

- Morales, L., Andreosso-O'Callaghan, B., (2012) .“ The current global financial crisis: Do Asian stock markets show contagion or interdependence effects ? ”, Journal of Asian Economics, Vol. 23, 616-626.
- Morrison, D., (1983). “Applied linear statistical methods”, Prentice-Hall, Inc., New Jersey.
- Öztürk, S., Gövdere, B., (2010). “Küresel finansal kriz ve Türkiye ekonomisine etkileri”, Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt.15, Sayı:1, 377-397.
- Roy, P.R., Roy, S.S., (2017). “Financial contagion and volatility spillover: An exploration into Indian commodity derivative market”, Economic Modelling, Vol.67, 367-380.
- Tiryaki, H.N., Ekinci, A., (2015). “Finansal bulaşıcılık çerçevesinde küresel kriz ve Türkiye'ye etkileri”, Sakarya İktisat Dergisi, Cilt.4, Sayı:1, 1-30.
- Yılmaz, B.H., (2013). “Reflections of the global economic crisis on the countries of PIIGS and Turkey's macroeconomic variables”, Marmara Üniversitesi İ.İ.B Dergisi, Cilt.24, Sayı:1, 229-252.
- Yücel, F., Kalyoncu, H., (2010).“Finansal krizlerin öncü göstergeleri ve ülke ekonomilerini etkileme kanalları: Türkiye örneği”, Maliye Dergisi, Cilt.159, 53-69.

Has the Turkish Economy Experienced a Contagion Effect from the Global Financial Crisis?

Önder BÜBERKÖKÜ

Yüzüncü Yıl University
Faculty of Business Administration
Van, Turkey
orcid.org/0000-0002-7140-557X
onderbuber@gmail.com

Celal KIZILDERE

Yüzüncü Yıl University
Faculty of Business Administration
Van, Turkey
orcid.org/0000-0001-9904-0472
celalkzldere@gmail.com

Extensive Summary

Introduction

Emerging market economies experienced an important financial crisis between 1990 and 2001, and the economic policies applied by these markets were seen as important factors that contributed to the problem. Due to this fact, in the post-crisis period these countries generally moved to more liberal economic policies. However, from 2007 to 2008, the global financial crisis erupted in developed countries, with some economists initially suggesting that certain emerging markets could avoid being adversely effected by the crisis, known as the de-coupling hypothesis. This study examines whether or not the global financial crisis, which began in the United States, spread to the Turkish economy, which is considered to be a major emerging market. A review of the general literature is used to determine whether there was a contagion effect, which is defined as a statistically significant increase in the correlation coefficients during the crisis period and between the two markets (US and Turkish financial markets).

The contribution of this study to the literature can be expressed as follows. First, studies examining the impact of the recent global financial crisis on emerging market economies are mainly focused on BRICS and Asian countries, implying that there is a very limited number of studies considering the Turkish economy. Moreover, extant literature seems to focus more on the stock market as the transmission channel, whereas this study examines the exchange rate and interest rate markets in addition to the stock markets as potential transmission channels of the global financial crisis. Finally, in addition to model results based on daily data use, those based on weekly data use were also included in order to obtain robust results in the study because the transaction hours in the relevant markets differ.

Data and Methodology

This study uses daily and weekly data that cover the period from January 2003 to May 2009. In line with the relevant literature, the period from 17 August 2007 to 31 May 2009 is defined as the US-led crisis period. The detailed information about the variables used in the study is presented in Table 1. As potential transmission channels of the 2007-2008 global financial crisis, this study considers stock, foreign exchange, and interest rate markets. Furthermore, the daily and weekly time-varying conditional correlations are estimated using the diagonal BEKK(DBEKK) and scalar BEKK (SBEKK) models. Then, using the standard Z-test proposed by Morrison (1983), which is a test commonly employed in the literature, the study examines whether there was a

significant increase in the correlation coefficients among the relevant financial markets during the crisis period.

Table 1: Data Explanations

Financial variable	US	Turkey
Stock index	S&P500 index	ISE100 index
Exchange rate	US Dollar into Euro	US Dollar into Turkish Lira
Interest rate	LIBOR (US Dollar)	LIBOR (Turkish lira)

Results

Parameter estimation results for the DBEKK and SBEKK models are presented in Tables 2 and 3, respectively, and the results show that ARCH and GARCH parameters in variance equation are statistically significant in all cases at conventional significance levels.

Table 2: AR(1)-DBEKK-GARCH(1,1) Model Estimation Results

	Interest rate	Exchange rate	Stock index
Weekly data			
Mean equation			
C(1)	-0.2739*(0.008)	-0.0747(0.363)	0.5457*(0.020)
AR(1)	0.2214*(0.000)	0.3406*(0.000)	0.0363(0.522)
C(2)	0.2233*(0.000)	-0.0758(0.135)	0.2215*(0.036)
AR(1)	0.6308*(0.000)	0.3360*(0.000)	-0.1205*(0.028)
Variance equation			
C(1,1)	0.3438*(0.000)	0.4860*(0.000)	1.7241*(0.015)
C(1,2)	-0.0014(0.961)	0.0999*(0.000)	0.2355*(0.013)
C(2,2)	0.0446*(0.000)	0.0196(0.229)	0.0986*(0.024)
ARCH(1,1)	0.6061*(0.000)	0.5169*(0.000)	0.3118*(0.000)
ARCH(2,2)	0.4493*(0.000)	0.2854*(0.000)	0.3090*(0.000)
GARCH(1,1)	0.8371*(0.000)	0.7308*(0.000)	0.9031*(0.000)
GARCH(2,2)	0.9319*(0.000)	0.9565*(0.000)	0.9436*(0.000)
Daily data			
Mean equation			
C(1)	-0.2739*(0.008)	-0.0747(0.363)	0.5457*(0.020)
AR(1)	0.2214*(0.000)	0.3406*(0.000)	0.0363(0.522)
C(2)	0.2233*(0.000)	-0.0758(0.135)	0.2215*(0.036)
AR(1)	0.6308*(0.000)	0.3360*(0.000)	-0.1205*(0.028)
Variance equation			
C(1,1)	0.3438*(0.000)	0.4860*(0.000)	1.7241*(0.015)
C(1,2)	-0.0014(0.961)	0.0999*(0.000)	0.2355*(0.013)
C(2,2)	0.0446*(0.000)	0.0196(0.229)	0.0986*(0.024)
ARCH(1,1)	0.6061*(0.000)	0.5169*(0.000)	0.3118*(0.000)
ARCH(2,2)	0.4493*(0.000)	0.2854*(0.000)	0.3090*(0.000)
GARCH(1,1)	0.8371*(0.000)	0.7308*(0.000)	0.9031*(0.000)
GARCH(2,2)	0.9319*(0.000)	0.9565*(0.000)	0.9436*(0.000)

Notes: Numbers in parentheses are p-values. The figures are relevant test statistics. * and ** denote 5% and 10% significance levels, respectively.

Table 3 : AR(1)-SBEKK-GARCH(1,1) Model Estimation Results

	Stock index	Exchange rate	Interest rate
Daily data			
Mean equation			
C1	0.1469*[0.002]	-0.0251[0.209]	-0.0907*[0.001]
C2	0.0486*[0.006]	-0.0347*[0.014]	0.1309*[0.005]
AR1-1	0.0138[0.607]	0.0357[0.251]	0.1002[0.212]
AR1-2	-0.195*[0.000]	-0.0091[0.730]	0.2654*[0.056]
Variance equation			
C-11	0.2868*[0.000]	0.0996*[0.000]	0.1765[0.173]
C-12	0.0235*[0.082]	0.0038[0.668]	-0.0034[0.624]
C-22	0.1181*[0.000]	0.0752*[0.001]	0.0756[0.166]
GARCH	0.9599*[0.000]	0.9594*[0.000]	0.9451*[0.000]
ARCH	0.2521*[0.000]	0.2679*[0.000]	0.3268*[0.000]
Weekly data			
Mean equation			
C1	0.5938*[0.022]	-0.1017[0.331]	0.6726*[0.026]
C2	0.2182*[0.013]	-0.1046[0.174]	-0.3646*[0.001]
AR1-1	0.0352[0.528]	0.3595*[0.000]	0.6467*[0.000]
AR1-2	-0.1262*[0.018]	0.3796*[0.000]	0.1819*[0.054]
Variance equation			
C-11	1.0944*[0.020]	0.5401*[0.002]	0.2542*[0.028]
C-12	0.1876*[0.051]	0.1552*[0.014]	0.0049[0.931]
C-22	0.4236*[0.022]	0.3336*[0.003]	0.4172*[0.006]
GARCH	0.9108*[0.000]	0.8368*[0.000]	0.9241*[0.000]
ARCH	0.3565*[0.002]	0.4337*[0.000]	0.3822*[0.000]

Notes: Numbers in parentheses are p-values. The figures are relevant test statistics. * and ** denote 5% and 10% significance levels, respectively.

Results based on the Z-test statistic applied to pair-wise conditional correlation coefficients obtained from the AR(1)-DBEKK-GARCH(1,1) model show that the null hypothesis of no increase in correlation is rejected at the 5% significance level for the stock market correlation coefficient, regardless of whether daily or weekly data are used (Table 4). For the interest rate correlation coefficient, results based on daily data indicate that the null hypothesis is rejected at the 10% significance level. However, it should be noted that although there was a statistically significant increase in interest rate correlations during the crisis period compared with the pre-crisis period, even in the crisis period the magnitude of the correlation coefficient is so low that it may be said that there is not an important spread through the interest rate channel. Additionally, when weekly data are employed, the findings indicate that there is not a statistically significant increase in the interest rate correlation coefficient during the crisis period compared with the pre-crisis period. As for pair-wise correlation coefficients for exchange rate, the findings indicate that either the correlation coefficient declined during the crisis period compared with the pre-crisis period (for example, when daily data are used) or there is a minor increase in the pair-wise correlation that is not statistically significant even at the 10% significance level (for example, when weekly data are applied). Therefore, the findings provide evidence of a significant contagion effect through the stock market channel.

Turning to the Z-test results based on pair-wise conditional correlation coefficients obtained from the SBEKK model, our results reveal similar findings, indicating that in all cases the null hypothesis of no increase in correlation is rejected only for stock indices at conventional significance levels (Table 5). Therefore, based on the results mentioned above, it can be said that the US financial crisis was transmitted to the Turkish economy through the stock market channel, with no significant contagion effect found between the US and Turkish foreign exchange and interest rate markets.

Table 4: Z-test Results for Pair-Wise Correlation Coefficients Obtained from the AR(1)-DBEKK-GARCH(1,1) model

	Correlation Pre-crisis period	Correlation Crisis period	Z-test statistic
Daily data			
Interest rate	-0.0199	0.0556	-1.34**(0.0901)
Exchange rate	0.0851	0.0667	-
Stock index	0.1792	0.4043	-4.39*(0.000)
Weekly data			
Interest rate	-0.0153	0.1335	-1.22(0.1112)
Exchange rate	0.4246	0.4340	-0.09(0.4640)
Stock index	0.3539	0.5568	-2.11*(0.0174)

Notes: Numbers in parentheses are p-values. The figures are relevant test statistics. * and ** denote the 5% and 10% significance levels, respectively. The standard Z-test has the null hypothesis of no increase in correlation. Since the pair-wise conditional correlation coefficient declined for exchange rate markets in the crisis period compared with the pre-crisis period, there is no need to apply the Z-test in order to ascertain whether or not there is a significant increase in the correlation coefficients.

Table 5: Z-test Results for Pair-Wise Correlation Coefficients Obtained from AR(1)-SBEKK-GARCH(1,1) Model

	Correlation Pre-crisis period	Correlation Crisis period	Z test statistic
Daily data			
Interest rate	-0.0231	0.0461	-1.23[0.1093]
Exchange rate	0.0726	0.0585	-
Stock index	0.17665	0.41781	-4.73*[0.000]
Weekly data			
Interest rate	0.0159	0.1382	-1.010[0.156]
Exchange rate	0.4134	0.4530	-0.40[0.345]
Stock index	0.3318	0.5743	-2.52*[0.006]

Notes: Numbers in parentheses are p-values. The figures are relevant test statistics. * and ** denote the 5% and 10% significance levels, respectively. The standard Z-test has the null hypothesis of no increase in correlation. Since the pair-wise conditional correlation coefficient declined for exchange rate markets in the crisis period compared with the pre-crisis period, there is no need to apply the Z-test in order to ascertain whether or not there is a significant increase in the correlation coefficients.

Conclusion

This study examines whether the Turkish financial market experienced a contagion effect from the 2007-2008 global financial crisis. Stock, foreign exchange, and interest rate markets are all considered as potential transmission channels. The dynamic daily and weekly time-varying conditional correlations are estimated using the AR(p)-DBEKK-GARCH(1,1) and AR(p)-SBEKK-GARCH(1,1) models. Results clearly show that the US financial crisis was transmitted to the Turkish economy through the stock market channel, with no significant contagion effect found between the US and Turkish foreign exchange and interest rate markets. So, when the general

structure of the Turkish economy is considered, these results imply that the US financial crisis spread to the Turkish economy through a channel considered to be less harmful than others. It is thought that in achieving such a result, the more liberal economic policies applied by Turkey played an important role, including moving to a floating exchange rate regime and redesigning the banking sector in line with the creation of a culture of risk management after the 1990-2001 crisis period.