Terörizmin Finansal Piyasalara Etkisi: Türkiye Örneği

Impact of Terrorism on Financial Markets: The Case of Turkey

Assoc. Prof. Dr. Neşe Algan (Çukurova University, Turkey)
 Prof. Dr. Mehmet Balcılar (Eastern Mediterranean University, Cyprus)
 Prof. Dr. Harun Bal (Çukurova University, Turkey)
 Ph.D. Candidate Müge Manga (Çukurova University, Turkey)

Abstract

This study investigates the impact of terrorism on the Turkish financial market using daily data from Jan 4, 1988 to May 24, 2016. In order to measure the impacts of terrorist attacks in Turkey we test for causality from terrorism index to returns and volatilities of 3 aggregate and 16 sector level stock indices using a recently developed nonparametric causality-in-test test of Balcılar et al. (2016). The results obtained indicate that there is no causality from terrorist activities to stock market returns (1st moment). However, we find significant causality at various quantiles from terrorist activities to volatility (2nd moment) of tourism, food and basic materials sectors.

1 Giriş

Finansal piyasalar, ülkelerin ekonomik, sosyal ve politik alanlarında yaşanan gelişmelerinden hızlı bir şekilde etkilendiği piyasa türüdür. Belirsizlik finansal piyasaların mevcut durumdan etkilenme derecesini belirleyen önemli bir faktör olup belirsizliği yaratan önemli olgulardan birisi de terörizmdir. Terör ve terörizm ile ilgili olarak birçok tanımlama yapılmıştır. Bunlardan biri Laqueur (1987) tarafından yapılmış ve bu tanımlamada terör; şiddet, kargaşa, strateji amaçlı kullanılan ve insani olmayan güdülerle gerçekleşen eylemler bütünü olarak tanımlanmıştır.

Terör eylemleri toplumda sosyal, psikolojik, siyasal ve ekonomik sonuçlar doğurur. Bu sonuçların bir kısmı dolaylı bir kısmı ise dolaysız etkilerdir. Terörün ekonomik sonuçları, terör eyleminin olmasından hemen sonra ortaya çıkarak etkisini çok kısa vadede gösterirken, orta ve uzun vadede de ekonomi üzerinde olumsuz etkiler yaratmaktadır. Terörün ekonomik etkilerinin ele alındığı çalışmaların birçoğunda terörün doğrudan ekonomik maliyetlerinin kısa dönemde ortaya çıktığı, terörün dolaylı maliyetlerinin ise ülkelere, sektörler ve zamana göre farklılık gösterebildiği yönündedir. Uluslararası ekonomi açısından terörizm: Fiziksel ve beşeri sermaye stokunda azalışa, yüksek oranda belirsizliğe, üretken olan sektörler yerine güvenlik harcamalarında artışa ve turizm sektörleri gibi spesifik sektörlerin olumsuz yönde etkilenmesine sebep olmaktadır (Abadie ve Gardeazabal, 2005). Terör saldırıları sonucu piyasalarda: terör saldırılarını önlemeye yönelik artan harcamalar üretim maliyetlerinde artışa neden olmakta, havacılık ve hizmet sektörleri talebinde azalmaya neden olmakta ve artan belirsizlik düzeyi, risk primini yükseltmektedir (Frey, Luechinger vd. 2007:13).

Terörün ekonomik maliyetiyle ilgili olarak Ekonomi ve Barış Kurumu (IEP) tarafından hazırlanan 2015 yılı raporuna göre, global ekonomide terörizmin ekonomik maliyeti 2013 yılına göre, 20 milyar \$'lık artışla 2014 yılında 52.9 milyar \$ düzeyine yükselmiştir. Ayrıca bu raporda terör eylemlerinin türünün ekonomik maliyeti etkileyen önemli bir faktör olduğu ifade edilmektedir. Daha fazla kişinin ölümüne veya yaralanmasına sebep olan bir terör eylemlerinin ekonomik maliyetinin, kişisel bir saldırı şeklinde gerçekleşen terör eylemlerine göre 32 kat daha fazla yüksek olduğu ifade edilmektedir. Terör olaylarından korunma amacıyla yapılan devlet harcamalarının yaklaşık olarak 117 milyar \$ düzeylerinde olması terörün ekonomik boyutunun önemini açıkça ortaya koymaktadır (IEP, 2015).

Terör eylemlerindeki artış, bilginin de hızlı yayılımı, belirsizliği artırarak risk primlerini yükseltmekte, beklenen gelirlerin azalmasına neden olmaktadır. Ancak finans piyasaları bu tür eylemlerin olumsuz etkilerinden kısa sürede arınabilmektedir.

Türkiye’de terör olayları, birçok etnik örgüt tarafından gerçekleşmektedir. Son dönemlerde artan ve El-Kaide, DHKP/C, PKK/KONGRA-GEL-TAK, KCK gibi birçok örgüt tarafından Türkiye’de gerçekleştirilen terör eylemleri ile ekonomik yapı arasındaki ilişkinin incelenmesi gereğini ortaya çıkarmaktadır. Grafik 1’de Türkiye’de 2006-2014 yılları arasındaki terör indeksiindeki değişimler yer almaktadır.

Grafik 1’den 1970-2015 dönemi için Türkiye terör indeksi verilmiştir. Bu indeks yazarlar tarafından $\ln(e + \text{ölü sayısı} + \text{yaralı sayısı} + \text{terör olayı sayısı})$ formülü ile yazarlarca hesaplanmıştır. 1970-2015 yılları arasında Türkiye’deki terör eylemlerinin azımsanmayacak boyutta seyrettiği açıkça görülmektedir. Terör indeksinde özellikle 1985 sonrası çok önemli bir artışın gerçekleştiği, en yüksek terör olayı etkisini 1992 de ortaya çıktığı ancak 1992 sonrasında da terör indeksinin yüksek seviyelerde kaldığı gözlenmektedir.

Türkiye’de yaşanan terör eylemlerinin birçoğunun eylem stratejilerinde ekonomik hedeflerin bulunması bu eylemleri daha çok dikkat çeker hale getirmektedir. Terör eylemleri ve teröre hizmet amaçlı atılmış her türlü adım, piyasalarda risk ve belirsizlik unsuru yaratarak finansal piyasaları olumsuz yönde etkilemektedir. Dalgalanma ve oynaklığın en çok yaşandığı finansal piyasaların terör eylemlerinden nasıl etkilendiği bu aşamada özellikle dikkat

çekmektedir. Bu çalışmada, Türkiye’de yaşanan terör olaylarının finansal piyasalar üzerine olan etkisi incelenmektedir.

Grafik 1. Türkiye İçin 1970-2015 Dönemi Terör İndeksi

Literatürde terör eylemlerinin finansal piyasalar üzerine etkisini inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır. Olay çalışma yaklaşımını kullanarak Karolyi ve Martell (2005) terör saldırılarının menkul kıymetler piyasasındaki etkileri araştırmış, gelişmiş ve demokratik bir ülkedeki terör eylemlerinin firmaları daha fazla etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Bunun yanında, bir firma yöneticisinin zor kullanılarak kaçırılmasının herhangi bir bina veya tesislere gerçekleştirilen bombalı saldırılardan daha büyük bir olumsuz etki yaratacağı bulunmuştur.

Arin vd. (2008), çok değişkenli GARCH modelini Endonezya, İsrail, İspanya, Tayland ve Türkiye üzerine uyguladıkları çalışmalarında terör eylemlerinin menkul kıymetler borsası üzerinde oluşturduğu dalgalanmalarının her ülkede farklı boyutta olduğu sonucuna ulaşmışlardır. 2002.01-2006.12 tarihleri arasında günlük verilerin kullanıldığı çalışmada terör endeksi volatilitésinin borsa getirilerini etkilediğini, İspanya’ya ve İngiltere’nin terör saldırılarına karşı daha dirençli olduğu ve bu ülkedeki yatırımcıların terör saldırılarına karşı daha dayanıklı olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Chulia vd. (2007), çok değişkenli GARCH modelini kullandıkları çalışmalarında terör eylemlerinin ABD ve Avrupa borsaları arasında volatilité aktarımının nasıl etkilendiğini incelemişlerdir. Elde ettikleri sonuçlara göre, 11 Eylül 2001’de Newyork’ta meydana gelen terör eyleminin Avrupa borsasında dalgalanmaya neden olurken, 11 Mart 2004 Madrid ve 7 Temmuz 2005’te Londra’da meydana gelen terör eylemlerinin ABD borsasının volatilitésini etkilemediği yönünde sonuçlar elde etmişlerdir.

Finansal piyasalar ve terör olayları ilişkisinin incelendiği bir başka çalışmada, Chen ve Siems (2004), ABD finans piyasasının herhangi bir terör saldırısı sonucu eski haline dönmesi için gerekli olan sürenin 40 gün gibi kısa bir süre iken birçok finansal piyasada bu sürenin çok daha uzun olduğu sonucuna varmışlardır.

İsrail’deki terör atakları üzerine odaklanan Eldor ve Melnick (2004), çalışmalarında Filistin’nin terör eylemlerinin döviz kuru ve borsa piyasaları üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre, terör saldırılarının İsrail’in borsa ve döviz kuru piyasasında kalıcı etkiler oluşturduğunu ancak yerel terör eylemlerinin İsrail’de herhangi bir etki yaratmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Bir başka çalışmada Hon vd. (2004), 5 ekonomi üzerine yaptıkları çalışmalarında 11 Eylül saldırılarının hisse senedi piyasaları üzerindeki etkilerini incelemiş ve Avrupa piyasalarına göre ABD piyasalarından çok daha kısa zamanda terör saldırılarının etkilerinin ortadan kalktığı sonucuna ulaşmışlardır.

Eldor vd. (2005), 460 terör saldırısı örneklemini üzerinden 2000-2003 yılları arasındaki terör saldırılarının finansal piyasa üzerindeki etkisi incelenmiş ve terör eylemlerinin hisse senetleri üzerinde negatif yönde etkide bulunduğunu ve terör saldırıları ile birlikte yatırımcıların daha farklı yatırım kanallarına kaydığı ifade edilmiştir. Bir başka çalışmada Eldor vd. (2012), İsrail ve Filistin arasındaki çatışmaların finansal piyasalara ve ekonomiye etkisini günlük veriler kullanarak GARCH analizi ile değerlendirmişlerdir. Analiz sonucunda her iki ülkenin hisse

senetlerinin değer kaybına uğrayarak ekonomisinin zarar gördüğü ancak İsrail Telaviv borsasının Filistin borsasına göre daha çok etkilendiği sonucuna ulaşmışlardır.

Benzer bir şekilde Johnston ve Nedelescu (2005), çalışmalarında düzenleyici bir çalışma yapısının mevcut olduğu finans piyasasının terör eylemlerinin etkilerini hafifletici rol oynayacağını ifade etmişlerdir. Bu sebeple terör saldırıları karşısında piyasanın direncinin artırılması yönünde düzenlemeler yapılması gerektiğini savunmuşlardır. Bir başka çalışmalarında Johnston ve Nedelescu (2006) ABD’de (2001) ve İspanya’da (2004) gerçekleşen terör saldırıları sonucu ortaya çıkan şoklardan sonra hızlı bir şekilde toparlandıkları sonucuna ulaşmışlardır.

Nikkinen *vd.* (2008), 11 Eylül terör saldırılarının 53 finansal piyasa üzerindeki etkilerini incelemiş ve terör eylemlerinin finansal piyasaları global ekonomiyle olan ilişkisi düzeyinde, kısa vadede negatif yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Chesnesy *vd.* (2011), çalışmalarında 25 ülke ve 11 yıllık zaman aralığındaki terör eylemlerinin hisse senedi, tahvil ve emtia piyasaları üzerindeki etkileri olay çalışması dahilinde GARCH-EVT yaklaşımıyla incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar her ülkenin finans piyasasının terör olaylarından farklı boyutta etkilendiğini, en çok etkilenen İsviçre borsasının, en az etkilenenin ise ABD borsasının olduğunu tahmin etmişlerdir. Ayrıca, bu çalışmada parametrik olmayan yöntemin diğerlerine kıyasla terörün finansal piyasalar üzerine etkisinin değerlendirilmesinde daha uygun olduğuna değinmişlerdir. Bir başka çalışmada Drakos (2010), 22 ülkedeki terör olaylarının günlük borsa getirileri üzerindeki etkisini incelemiş ve terör olayları ile borsa getirileri arasındaki ilişkinin negatif yönde olduğunu tahmin etmiştir.

Yıldırım (2012), Türkiye’deki finans sistemi ile terörizm arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında 2001 Şubat ve 2010 Ocak zaman aralığındaki terör olaylarının etkilerini olay çalışması ve zaman serisi olarak iki farklı yöntemle test etmiştir. Yapılan analizin olay çalışması kısmında sivilere yönelik terör eylemleri ile finansal piyasalar arasında negatif yönlü ilişki tahmin edilirken, zaman serisi analizinde aynı yönlü sonuçların altyapı/tesisler için gerçekleşen terör eylemlerinde olduğu sonucuna da ulaşılmıştır. Türkiye’de hisse senedi piyasası üzerine yapılan bir başka çalışmada Aksoy (2014), 1996-2007 tarihleri arasında Türkiye’de ve 11 Eylül 2001 tarihinde ABD’de gerçekleşen terör saldırılarının Türk hisse senedi piyasası üzerine etkileri iki farklı yöntemle analiz edilmiştir. Olay etüdü yöntemi ve zaman serisi yöntemi kullanılan çalışmada, çoğu terör olayı için hisse senedi piyasasının terör olayını takip eden günlerde düşmeye devam ettiğini göstermiştir. Zaman serisi analizinde ise Türk Hisse Senedi Piyasasının terör saldırılarına duyarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, terör eylemlerinin BIST100 endeksi oynaklığını artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Ağırman *vd.* (2014), terör saldırıları ve finansal piyasalar arasındaki ilişki 2003-2011 yılları itibarıyla 35 ülke üzerine panel veri analiz yöntemi ile incelenmiş ve analiz sonuçları, terörist eylemlerin hisse senedi piyasaları üzerine gerçekleşen kısa vadeli olumsuz etkilerinin uzun dönemde piyasa mekanizması tarafından düzeltildiği sonucuna ulaşmışlardır.

Christofis *vd.* (2013) tarafından yapılan çalışmada üç ana terörist saldırının yükselen uluslararası borsalardan biri olan Borsa İstanbul üzerindeki etkisini olay çalışma çerçevesinde incelenmiş ve bu saldırılardan borsa piyasasındaki volatilitenin kısa dönemde anlamlı ancak hızla toparlanarak tepki gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır. Bir başka çalışmada Bashir *vd.* (2013), terörün Pakistan Karaçi Menkul Kıymetler Borsası üzerine etkisi GARCH ve GARCH-EVT modeli kullanılarak 01.2005-12.2010 dönemi analiz edilmiştir. Çalışmada terör eylemlerinin finansal piyasalar üzerinde olumsuz etki yarattığı sonucuna ulaşılmıştır. Karaçi Menkul Kıymetler Borsası üzerine yapılan bir başka çalışmada Suleman (2012), EGARCH modelini kullanarak terör saldırılarının sektör getirileri üzerinde negatif etki yarattığı ve finansal sektör endeksleri üzerindeki volatilitayı artırdığı sonucuna ulaşmıştır.

Yapılan çalışmalar, üç farklı soru üzerine odaklanmaktadır. Bunlar; terör eylemleri borsa getirilerini nasıl etkiler, menkul kıymetler borsası oynaklığının terör olaylarına nasıl tepki gösterir ve terör eylemleri nedeniyle meydana gelen şoklar nasıl uluslararası boyutta yayılır, şeklinde sıralanabilir. Bu çalışmada Balcılar *vd.* (2016) tarafından son dönemlerde geliştirilen parametrik olmayan yeni bir parametrik olmayan kantil nedensellik testi ile yukarıda bahsedilen üç farklı soru Türkiye için tekrar ele alınmıştır. Balcılar *vd.* (2016) tarafından önerilen parametrik olmayan kantil nedensellik testi Nishiyama *vd.* (2011)’in parametrik olmayan nedensellik testi ve Jeong *vd.* (2012) tarafından geliştirilen parametrik olmayan kantil nedensellik testinin k. sıradan nedenselliğe genelleştirilmesidir. Parametrik olmayan kantil nedensellik testinin üç temel avantajı bulunmaktadır. Bunlar, (i) hisse senedi piyasasındaki dalgalanmaların dağılımının tüm kantiller üzerindeki nedensellik etkilerini test etmek (ii) hem birinci momentin (getiriler) ve hem de ikinci momentin (oynaklık) nedenselliğinin test edilebilmesi ve (iii) birinci ve ikinci momentlerde nedenselliğin doğrusal olmayan, yapısal kırılmalar ve uç değerlerin varlığına karşı dirençli bir istatistik ile sınanabilmesi şeklinde ifade edilebilir.

Bu çalışmanın giriş bölümünde terör ve borsa üzerine bazı değerlendirmelerde bulunulup terör ve menkul kıymetler borsası üzerine yapılmış bazı çalışmalar ve detayları üzerine değerlendirilmeler yapılmıştır. İkinci bölümde çalışmada kullanılacak olan ekonometrik yöntemin teorik yapısı ve detayları verilmektedir. Üçüncü bölümde yapılan analiz sonucu elde edilen bulgulara ve sonuç bölümünde ise çalışmanın analiz kısmında Türkiye üzerine elde edilen sonuçlar doğrultusunda çeşitli politik önerilerde bulunulmaya çalışılmaktadır.

2 Parametrik Olmayan Kantil Nedensellik Testi

Bu çalışmada kullanılan test, Nishiyama vd. (2011), ve Jeong vd. (2012), çalışmalarında yer alan parametreler aracılığıyla oluşturulmuş ve Balcılar vd. tarafından ortaya atılmış yeni bir parametrik olmayan nedensellik testidir. Jeong vd. (2012)'de x_t (terör saldırıları indeksi) θ 'ıncı kantilde gecikme vektörü $\{y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, \dots, x_{t-p}\}$ 'ne göre y_t 'nin (hisse senedi getirilerinin) Granger nedeni olmaması için

$$Q_\theta(y_t | y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, \dots, x_{t-p}) = Q_\theta(y_t | y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) \quad (1)$$

olması gerekir. Benzer şekilde θ 'ıncı kantilde $\{y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, \dots, x_{t-p}\}$ 'e göre, x_t, y_t değişkeninin eğer,

$$Q_\theta(y_t | y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, \dots, x_{t-p}) \neq Q_\theta(y_t | y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) \quad (2)$$

ise Granger nedenidir. (2) numaralı denklemde yer alan $Q_\theta(y_t | \cdot)$, 0 ile 1 arasında yer alır t değerine bağlıdır ve y_t değişkeninin θ 'ıncı kantilini ifade etmektedir. Burada $Y_{t-1} \equiv (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$, $X_{t-1} \equiv (x_{t-1}, \dots, x_{t-p})$ ve $Z_t = (X_t, Y_t)$ şeklinde tanımlanmış olup, $F_{y_t|Z_{t-1}}(y_t | Z_{t-1})$ ve $F_{y_t|Y_{t-1}}(y_t | Y_{t-1})$ eşitlikleri sırasıyla y_t değişkeninin Z_{t-1} ve Y_{t-1} 'e dayalı koşullu dağılımına ifade etmektedir. $F_{y_t|Z_{t-1}}(y_t | Z_{t-1})$ 'in tüm Z_{t-1} için y_{t-1} 'demutlak olarak sürekli olduğu varsayılır. Eğer $Q_\theta(Z_{t-1}) \equiv Q_\theta(y_t | Z_{t-1})$ ve $Q_\theta(Y_{t-1}) \equiv Q_\theta(y_t | Y_{t-1})$ eşitlikleri tanımlanırsa, $F_{y_t|Z_{t-1}}\{Q_\theta(Z_{t-1}) | Z_{t-1}\} = \theta$ bir olasılık ile doğrudur. Sonuç olarak hipotez, 1. ve 2. denklemlere yer alan tanımlamalar

$$H_0: P\{F_{y_t|Z_{t-1}}\{Q_\theta(Y_{t-1}) | Z_{t-1}\} = \theta\} = 1 \quad (3)$$

$$H_1: P\{F_{y_t|Z_{t-1}}\{Q_\theta(Y_{t-1}) | Z_{t-1}\} = \theta\} < 1 \quad (4)$$

şeklinde ifade edilen hipotezler dahilinde sınanmaktadır.

Jeong vd. (2012) çalışmasında $J = \{\varepsilon_t E(\varepsilon_t | Z_{t-1}) f_Z(Z_{t-1})\}$ mesafe ölçütünü kullanılmıştır. Eşitlikte yer alan ε_t , regresyondan elde edilen hata terimini, $f_Z(Z_{t-1})$ ise Z_{t-1} değişkeninin marjinal olasılık yoğunluk fonksiyonunu ifade etmektedir. Regresyon hatası 3. Denkleme dayalı olarak ortaya çıkmaktadır. Bu denklemde $\mathbf{1}\{\cdot\}$ gösterge fonksiyonu olarak ifade edildiğinde $E[\mathbf{1}\{y_t \leq Q_\theta(Y_{t-1}) | Z_{t-1}\}] = \theta$ veya eş değer bir şekilde, $\mathbf{1}\{y_t \leq Q_\theta(Y_{t-1})\} = \theta + \varepsilon_t$ olacaktır. Jeong et al. (2012), $J \geq 0$ varsayımı altında mesafe ölçütü için

$$J = E \left[\{F_{y_t|Z_{t-1}}\{Q_\theta(Y_{t-1}) | Z_{t-1}\} - \theta\}^2 f_Z(Z_{t-1}) \right]. \quad (5)$$

olduğunu ifade etmektedir. $J = 0$ eşitliği söz konusu olduğunda, değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olmadığını ifade eden H_0 hipotezi, $J > 0$ olması durumunda geçerli olan H_1 hipotezine karşı sınanmaktadır. Jeong vd. (2012), J için

$$\hat{J}_T = \frac{1}{T(T-1)h^{2p}} \sum_{t=p+1}^T \sum_{s=p+1, s \neq t}^T K \left(\frac{Z_{t-1} - Z_{s-1}}{h} \right) \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_s \quad (6)$$

şekirdek yoğunluk tahmincisi kullanılmaktadır. Bu denklemde yer alan $K(\cdot)$, h genişliğinde çekirdek fonksiyonunu, T , örneklem boyutunu, p , gecikme uzunluğunu, ε_t , tahmin edilen regresyon hatasını ifade eder ve

$$\hat{\varepsilon}_t = \mathbf{1}\{y_t \leq \hat{Q}_\theta(Y_{t-1})\} - \theta \quad (7)$$

olarak tanımlanır.

Çalışmada kullanılan y_t için θ 'ıncı kantile bağlı parametrik olmayan çekirdek tahmincisi elde etmek için Y_{t-1} bağlı olarak $\hat{Q}_\theta(Y_{t-1}) = \hat{F}_{y_t|Y_{t-1}}^{-1}(\theta | Y_{t-1})$ eşitliği kullanılmaktadır. Eşitlikte yer alan $\hat{F}_{y_t|Y_{t-1}}(y_t | Y_{t-1})$ Nadarya-Watson çekirdek tahmin edicisi olup

$$\hat{F}_{y_t|Y_{t-1}}(y_t | Y_{t-1}) = \frac{\sum_{s=p+1, s \neq t}^T L \left(\frac{Y_{t-1} - Y_{s-1}}{h} \right) \mathbf{1}(y_s \leq y_t)}{\sum_{s=p+1, s \neq t}^T L \left(\frac{Y_{t-1} - Y_{s-1}}{h} \right)} \quad (8)$$

şeklinde elde edilir. Burada $L(\cdot)$ kernel çekirdek tahmincisi ve h ise bant genişliğidir.

Jeong vd. (2012), çalışmasında yer alan ekonometrik yapı, bu çalışmada 2. moment için geliştirilmiştir. Bu amaçla Nishiyama vd. (2011) tarafından geliştirilen parametrik olmayan kantil nedensellik testine benzer bir yöntem izlenmiştir. Daha yüksek düzeydeki momentler için nedenselliği göstermek amacıyla

$$y_t = g(Y_{t-1}) + \sigma(X_{t-1})\varepsilon_t \quad (9)$$

denklemini ele alalım. Denklemde yer alan ε_t , beyaz gürültü sürecini $g(\cdot)$ ve $\sigma(\cdot)$ fonksiyonları, durağanlık için belirli şartları sağlayan bilinmeyen fonksiyonları ifade etmektedir. Bu formülasyon X_{t-1} 'den y_t 'ye doğru Granger nedenselliğe izin vermemektedir. Fakat $\sigma(\cdot)$ 'nin doğrusal olmayan genel bir fonksiyonu olması durumunda X_{t-1} 'den y_t^2 'ye nedenselliğe izin vermektedir. Bu yüzden, varyansta (oyunlukta) Granger nedensellik için X_{t-1} 'in karesinin alınmasına gerek yoktur. Burada, (9) nolu denklemde yer alan varyans nedenselliği için sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi tekrar formüle edilmiştir:

$$H_0: P\{F_{y_t^2|Z_{t-1}}\{Q_\theta(Y_{t-1})|Z_{t-1}\} = \theta\} = 1, \quad (10)$$

$$H_1: P\{F_{y_t^2|Z_{t-1}}\{Q_\theta(Y_{t-1})|Z_{t-1}\} = \theta\} < 1 \quad (11)$$

Sıfır hipotezi için ulaşılabılır test istatistiği 10. denklemden ifade edilmiştir ve 6 ve 8. denklemden yer alan y_t değişkeni yerine y_t^2 (hisse senedi getirisinin karesi ya da oynaklık) değişkenine yer verilmiştir.

Jeong *vd.* (2012) ifade edildiği gibi genel olarak koşullu birinci moment (ortalama) nedensellik ikinci momentte (varyans) nedenselliği de ima eder. Bu sorunu gösterebilmek için

$$y_t = g(X_{t-1}, Y_{t-1}) + \epsilon_t. \quad (12)$$

denklemini ele alabiliriz. Burada 1. Momentte nedenselliğin 2. Momentte nedensellik anlamına geldiği açıktır.

Böylece, daha yüksek mertebeden nedensellik aşağıdaki şekilde test edilebilir:

$$H_0 = P\{F_{y_t^k|Z_{t-1}}\{Q_\theta(Y_{t-1})|Z_{t-1}\} = \theta\} = 1 \quad k = 1, 2, \dots, K, \quad (13)$$

$$H_1 = P\{F_{y_t^k|Z_{t-1}}\{Q_\theta(Y_{t-1})|Z_{t-1}\} = \theta\} < 1 \quad k = 1, 2, \dots, K. \quad (14)$$

(13) nolu denklemden faydalanarak oluşturulan " x_t, K 'nci kantile kadar y_t 'nin nedenidir" tanımlaması, (6) nolu denklemden her k için hesaplanan test istatistiğine dayandırılabilir. Ancak her $k = 1, 2, \dots, K$ değerinin 13. denkleme farklı sıfır hipotezleri ile ele alınması dolayısıyla birlikte değerlendirilmesi oldukça zordur. Çünkü bu hipotezler karşılıklı olarak birbiriyle ilişkilidir (Nishiyama *vd.* 2011). Bu sorunu tatmin edici bir şekilde gidermek için Nishiyama *vd.* (2011) çalışmasında yer alan ardışık test yöntemi bazı değişikliklerle uyarlanmıştır. İlk olarak birinci momentteki ($k = 1$) düzeyinde nedenselliğin varlığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedilmesi, 2. düzeyden de nedenselliğin olmadığını göstermemektedir bundan dolayı $k = 2$ düzeyi (2. moment) için test yeniden ardışık olarak yapılır. Sonuç olarak, ortalamada nedenselliği veya varyansta nedensellik veya ortalama ve varyansın her ikisinde de nedenselliği ardışık olarak sınavabiliriz.

Kantil nedensellik testi için yapılan ampirik uygulamada 6. ve 8. denklemlerde yer alan parametrelerden h , bant genişliğini, p , gecikme uzunluğunu $K(\cdot)$ ve $L(\cdot)$ ise çekirdek tipini seçmek gerekmektedir. Çalışmada belirlenen gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriterine (SIC) göre belirlenmiştir. SIC kritiği gecikme uzunluğunun belirlenmesinde tutumlu bir kriter olarak bilinir ve bu yüzden parametrik olmayan yaklaşımlar ile ilgili aşırı parametreleşme problemine karşı dirençlidir. Bant genişliği için en küçük kareler çapraz doğrulama yöntemi kullanılmıştır. $K(\cdot)$ ve $L(\cdot)$, için ise, Gaussçu çekirdeği kullanılmıştır.

3 Veri ve Bulgular

Bu çalışmada yapılan ortalamada ve oynaklıkta (varyansta) nedensellik analizi Borsa İstanbul (BIST) içerisinde yer alan günlük hisse senedi getirileri için yapılmıştır. Spesifik olarak terör indeksinin günlük hisse senedi getirileri ve/veya oynaklığı üzerinde Granger nedenselliğe sahip olup olmadığı incelenmiştir. İncelenen BIST getirileri arasında Toplam Piyasa, BIST-100 ve BIST-30 olarak 3 adet genel indeks ve ayrıca Bankacılık, Toplam Piyasa, Havayolları, Temel Materyal, İnşaat, Tüketim Malları, Finans, Kamu Hizmetleri, Finansal Hizmetler, Endüstri, Teknoloji, Gıda, Tüketici Hizmetleri, Seyahat, Perakendecilik, Telekomünikasyon ve Turizm olmak üzere 16 sektör indeksi yer almaktadır. Çalışmada kullanılan günlük veriler 4 Ocak 1988-24 Mayıs 2016 dönemini kapsamaktadır. Getirileri serileri Thomson Reuters Datastream veritabanından elde edilmiş olup logaritmik yüzde getiri olarak hesaplanmıştır. Eckstein and Tsiddon (2004) ve Arin *vd.* (2008) çalışmalarını izleyerek terör indeksi $\ln(e + \text{ölü sayısı} + \text{yaralı sayısı} + \text{terör olayı sayısı})$ formülü ile yazarlarca hesaplanmıştır. Bu indekse temel olan terör olaylarına ilişkin veriler RAND Database of Worldwide Terrorism Incidents (RDWTI) ve Global Terrorism Database veri tabanlarından elde edilmiş eksik olan kısımlar yazarlarca internet kaynaklarından tamamlanmıştır. Bu çalışmada kullanılan veriler hem alt sektörel düzeyde olması hem de yüksek frekanslı olması nedeniyle diğer çalışmalardan farklılaşmaktadır.

Hem ortalamada (getiri) hem de varyansta (oynaklık) nedensellik testleri için kullanılan parametrik olmayan kantil nedensellik testleri seçilen kantil değerlerinde uygulanabilmektedir. Bu amaçla tüm testler 0.10, 0.15, ..., 0.85, 0.90 şeklinde 17 kantil değerinde hesaplanmıştır. Kantil testleri uçlarda yere alan kantillerde duyarlılık göstereceğinden 0.10'dan daha küçük ve 0.90'dan daha büyük kantiller için test yapılmamıştır.

Grafik 2 seçilen kantil değerlerinde hesaplanan parametrik olmayan getiri ve oynaklık kantil test sonuçlarını göstermektedir. Grafik 2 her bir getiri serisi için hesaplanan getiri (ortalama) Granger nedensellik testini kalın düz çizgi ile oynaklık (varyans) nedensellik testini kalın kesikli çizgi ile yüzde 5 önem seviyesindeki kritik değeri de ince düz çizgi ile ayrı ayrı panellerde göstermektedir.

Grafik 2. Parametrik Olmayan Kantil Nedensellik Testleri

Grafik 2. (devam)

Grafik 2 incelendiğinde ortaya çıkan en önemli bulgu hiçbir getiri serisi terör indeksinin getiriye (ortalama ya da 1. momentte) Granger neden olmamasıdır. Yüksek frekanslı veri kullanılmasına rağmen Türkiye’de terör olayları hisse senetlerinin ortalama getirilerini etkilediğini gösteren bir bulgu elde edilememiştir. Bu durum Turizm, Gıda ve Ulaştırma gibi terör olaylarına daha duyarlı sektörler içinde geçerlidir.

Grafik 2’de yer alan test sonuçları incelendiğinde, terör olaylarının Temel Materyal, Gıda ve Turizm sektörü hisse senetlerinin oynaklığına bazı kantillerde Granger neden olduğu görülmektedir. Spesifik olarak Temel Materyaller için 0.65-0.80, Gıda için 0.30-0.90, Turizm 0.50-0.65 kantil aralıklarında terör olayları oynaklığa Granger neden olmaktadır. Bu sektörlerden Gıda ve Turizm sektörlerinin özellikle turist ziyaretçi sayına bağlı sektörler olması dikkat çekicidir. Sonuç olarak, terör olayları Türkiye’de menkul kıymetleri piyasalarında ortalama getiriye etkilememektedir, ancak turizme bağlı getiriye sahip sektörlerde varlık getirilerinin oynaklığı terör olaylarından etkilenmektedir.

4 Sonuç

Finansal piyasalar, ülkelerin ekonomik, sosyal ve politik alanlarında yaşanan gelişmeler ve belirsizliklerden hızlı bir şekilde etkilenen piyasalardır. Belirsizlik, güvensizlik finansal piyasaların mevcut durumdan etkilenme derecesini belirleyen önemli bir faktördür ve belirsizliği yaratan önemli olgulardan birisi de terörizmdir. Terör eylemleri, belirsizlik ve güvensizliği önemli ölçüde artırmakta, toplumda davranış ve beklentilerde değişikliklere neden olarak ülkelerin makroekonomik yapıları üzerinde olumsuzluklar yaratmaktadır. İyi yada kötü haberlere duyarlılığın fazla olduğu piyasalarda oynaklık yüksek olmakta, kötü haberlerin oynaklığı artırmasına karşılık, iyi

olayların her zaman oynaklık üzerinde fazla etkisi olmadığı yapılan çalışmalarda vurgulanmaktadır. Bu aşamada ülkelerin terör gibi kötü haberlerden etkilenme derecesi önem kazanmaktadır. Bu çalışmada, Türkiye menkul kıymetler piyasasının terör eylemlerine olan tepkisi incelenmektedir. Parametrik olmayan kantil nedensellik testi kullanılan çalışmada Türkiye'deki terör eylemlerinin finansal piyasalar üzerindeki etkileri incelenmektedir. Elde edilen bulgulara göre terör faaliyetlerinin finans piyasası arasında ortalama getiri bakımından nedensellik ilişkisinin olmadığı, ancak gerçekleşen terör faaliyetlerinin finans turizm gibi teröre hassas sektörlerde getiri oynaklığını etkilediği bulunmuştur. Sonuç olarak, terör olayları Türkiye'de turizm, gıda, temel materyaller gibi sektörlerde oynaklığı artırmak suretiyle belirsizliğe neden olmaktadır.

Kaynakça

- Abadie, A. & Gardeazabal, J. 2005. "Terrorism and the World Economy". *European Economic Review*, **52(1)**, p. 1-27
- Ağırman, E., Özcan, M., & Yılmaz, Ö. 2014. "Terörizmin Finansal Piyasalara Etkisi: Ampirik Bir Çalışma". *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, **8(2)**, s. 99-117
- Aksoy, M. 2014. "The Effects of Terrorism on Turkish Stock Market". *Ege Akademik Bakış*, **14(1)**, s. 31-41
- Arin, K.P., Ciferri, D., & Spagnolo, N., 2008. "The price of terror: The effects of terrorism on stock market returns and volatility". *Economics Letters*, **101**, p. 164-167.
- Balcılar, M., Bekiros, S., & Gupta, R. (2016). "The role of news-based uncertainty indices in predicting oil markets: a hybrid nonparametric quantile causality method", *Empirical Economics*. p.1-11
- Bashir, U, Gillani, A H, & Muhammad, S. 2013. "Influence of Terrorist Activities on Financial Markets: Evidence from KSE". *Financial Assets and Investing*, **(2)**, p. 5-13
- Chen, A.H., & Siems, T.F., 2004. "The effects of terrorism on global capital markets". *European Journal of Political Economy*, **20**, p. 349-366.
- Chesney, M., Reshetar, G., & Karaman, M. 2011. "The Impact of Terrorism on Financial Markets: An Empirical Study". *Journal of Banking and Finance*, **35 (2)**, p.253- 267.
- Christofis, N, Kollias, C, Papadamou, S, & Stagiannis, A. 2010. "Terrorism and Capital Markets: The Effects of the Istanbul Bombings". *Economics of Security Working Paper 31*.
- Chuliá, H., Climent, F.J., Soriano, P., & Torró, H., 2009. "Volatility transmission patterns and terrorist attacks". *Quantitative Finance*, **9 (5)**, p. 607-619.
- Drakos, K. 2010. "Terrorism activity, investor sentiment and stock returns". *Review of Financial Economics*, **19 (3)**, p.128-135.
- Eckstein, Z. & Tsiddon, D., 2004. "Macroeconomic Consequences of Terror: Theory and the Case of Israel". *Journal of Monetary Economics*, **51 (5)**, p. 971-1002.
- Eldor, R. R., Hauser, S., Kroll, Y., & Shoukair, S. 2012. "Financial markets and terrorism: The perspective of the two sides of the conflict". *Journal of Business Administration Research*, **1**, p. 18-29.
- Eldor, R., & Melnick, R., 2004. "Financial markets and terrorism". *European Journal of Political Economy*, **20**, p. 367-386.
- Frey, B., Luechinger, S., & Stutzer, A. 2007. "Calculating Tragedy: Assessing the Costs of Terrorism", *Journal of Economic Surveys*, **(21)**:p: 1-24
- Global Terrorism Database, 2016. Global Terrorism Index. <https://www.start.umd.edu/gtd/> (Erişim tarihi: 20.03.2016)
- Hon, M.T., Strauss, J., & Yong, S.Y., 2004. Contagion in financial markets after September 11: myth or reality?, *Journal of Financial Research*, **27**, p. 95-114.
- Institute for Economics and Peace (IEP), 2015. Global Terrorism Index- Measuring and Understanding The Impact Of Terrorism, <http://economicsandpeace.org/wp-content/uploads/2015/11/Global-Terrorism-Index-2015.pdf>
- Jeong, K., Härdle, W. K. & Song, S., 2012. A consistent nonparametric test for causality in quantile. *Econometric Theory* **28**, p. 861-887.
- Johnston, B., & O. Nedelescu, 2006. "The impact of terrorism on financial markets". *Journal of Financial Crime* **13**, p. 7-25.
- Karolyi, A., & Martell, R., 2010. Terrorism and the stock market. *International Review of Applied Financial Issues and Economics* **2**, p. 285-314.
- Laqueur, W. 1987. **The Age of Terrorism**. London: Weidenfeld and Nicolson.
- Nikkinen, J., Omran, M., Sahlstrom, P., & Aijo, J. 2008. "Stock Returns and Volatility Following The September 11 Attacks: Evidence from 53 Equity Markets". *International Review of Financial Analysis*, **17 (1)**, p.27-46
- Nishiyama, Y., Hitomi, K., Kawasak, Y., & Jeong, K., 2011. A consistent nonparametric Test for nonlinear causality - specification in time series regression. *Journal of Econometrics*, **165**, p. 112-127.
- Tahir Suleman, M. 2012. "Stock market reaction to terrorist attacks: Empirical evidence from a front line state". *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, **6(1)**, p. 97-110.