



TERÖR OLAYLARININ BRICS VE MIST ÜLKELERİNDEKİ PAY PIYASASI ENDEKSLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ

Müslüm POLAT ¹
Enes YILDIZ ²

Öz

Terör olaylarının artış gösterdiği günümüz dünyasında finansal piyasalar gelişmelerini sürdürmeye ve küreselleşen dünyaya hızla ayak uydurmaya devam etmektedirler. Gün geçtikçe tahribat miktarı artan terör saldırılarının, finansal piyasalar üzerindeki belirsizliği ve istikrarsızlığı artırdığı görülmektedir. Bundan dolayı geçmişte olduğu gibi günümüzde de terör eylemlerinin ülke pay piyasaları üzerindeki etkisinin araştırılması oldukça önem arz etmektedir. Bu çalışmada BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika) ve MIST (Meksika, Endonezya, Güney Kore ve Türkiye) ülkelerinde 2000/Ocak-2018/Aralık döneminde meydana gelen terör saldırılarının, ilgili ülkelere ait pay piyasası endeksleri üzerindeki etkisi panel veri analizi kullanılarak incelenmiştir. Yapılan Durbin-Hausman Panel Eşbütünlük testi neticesinde BORSA ve TEROR değişkenlerinin %5 anlamlılık düzeyinde eşbütünlük olduğu tespit edilmiştir. Devamında Ortak İlişkili Etkiler (CCE) tahmincisi ile katsayılar tahmin edilmiş fakat terör olayları ile pay piyasası endeksleri arasında anlamlı düzeyde herhangi bir ilişkiye ulaşılamamıştır. Bunun yanı sıra her bir yatay kesit birimini oluşturan ülkeler açısından da uzun dönem katsayılar tahmin edilmiş olup 9 ülkeden 4 tanesinde istatistiki açıdan anlamlı ilişki saptanmıştır. Bu kapsamda terör olayları ile Güney Afrika, Meksika, Endonezya ve Güney Kore pay piyasası endeksleri arasında istatistiki olarak anlamlı ilişkilere ulaşılrken; Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Türkiye pay piyasası endeksleri ile terör olayları arasında herhangi bir ilişki belirlenmemiştir.

Anahtar Kelimeler : Terör Saldırıları, Pay Piyasası Panel Veri Analizi.

Jel Sınıflandırması : G15, C33.

¹ Doç. Dr., Bingöl Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, mpolat@bingol.edu.tr, ORCID: 0000-0003-1198-4693.

² Doktora öğrencisi, Bingöl Üniversitesi, SBE, enesyildiz012@gmail.com ORCID: 0000-0002-1692-8992.

Atıf/Citation (APA 6):

Polat, M., & Yıldız, E. (2022). Terör olaylarının BRICS ve MIST ülkelerindeki pay piyasası endeksleri üzerindeki etkisi. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 15(2), 227-245. <http://doi.org/10.25287/ohuiibf.850125>

THE EFFECT OF TERRORIST ATTACKS ON THE SHARE MARKET INDICES IN BRICS AND MIST COUNTRIES

Abstract

In today's world where terrorist events are increasing, financial markets continue to develop and keep pace with the globalizing world. It is observed that terrorist attacks, whose destruction amount has got up day by day, increase the uncertainty and instability on financial markets. Therefore, nowadays, as it was in the past, it is very important to investigate the effects of terrorist attacks on the country's share markets. In this study, the effect of terrorist attacks on the share market indices in the BRICS (Brazil, Russia, India, China and South Africa) and MIST (Mexico, Indonesia, South Korea and Turkey) countries in the period of 2000/January-2018/December was analyzed by using panel data analysis. As a result of the Durbin-Hausman Panel Cointegration test, it was determined that BORSA and TEROR variables were cointegrated at 5% significance level. Subsequently, the coefficients were estimated with the Common Correlated Effects (CCE) estimator; however, no significant relationship was found between terrorist attacks and share market indices. In addition, long-term coefficients were estimated for the countries that make up each cross section unit, and statistically significant relationships were found in 4 out of 9 countries. In this context, while statistically significant relationship was found between terrorist attacks and the South Africa, Mexico, Indonesia and South Korea share market indices, no relationship was found between terrorist attacks and the Brazil, Russia, India, China and Turkey share market indices.

Keywords : Terrorist Attacks, Share Market, Panel Data Analysis.

Jel Classification : G15, C33.

GİRİŞ

Terörist eylemler, farklı kanalları kullanarak toplumda şiddet, korku ve tehdit oluşturmak suretiyle; politik, dini ya da ideolojik amaçlara hizmet etmekte ve meşru otoriteyi hedef almaktadır (Çetenak & Ölmez, 2019: 102). Terör kavramı ise, Latince kökenli “*terere*” sözcüğünden türetilmiş olup günlük konuşma dilinde “büyük korku, dehşet, tedhiş” manalarına gelecek şekilde kullanılmaktadır. Bunun yanı sıra terör, toplumlar ve sistemler tarafından yüzyıllardır sorun olarak tanımlanan bir olguyu ifade etmektedir (Demirli, 2011: 66–67). Günümüzde küresel bir nitelik kazanan terörizm gerek ulusal gerekse uluslararası güvenliğin temin edilmesinde ilk sıralarda yer almaktadır. Ayrıca, terörist saldırıların meydana getirdiği tahribat gün geçtikçe artmaktadır (Öztürk & Çelik, 2009: 86).

Küresel boyutunun varlığıyla beraber terörist eylemlerin etkisi ülkeler açısından farklılık sergilemektedir. Gelişmekte olan ülkelerde aralıksız süren terör eylemleri ya da çok saldırgan bir terör eylemi, birtakım makroekonomik sonuçlar doğurabilmekte iken; gelişmiş ülkelerde farklı sektörlere tahsis edilen kaynaklar veyahut endişeleri giderecek düzeyde uygulanan güvenlik önlemleri, terörist eylemlerin etkisini geçici kılabilenmektedir. Ayrıca gelişmiş ülkeler, gelişmekte olan ülkelere nazaran daha iyi mali kapasiteye sahiptirler (Sandler & Enders, 2008: 3). Ancak teknolojinin ilerlemesiyle birlikte eylemin gerçekleştiği ülkenin ekonomik yetenekleri, terörist saldırının olumsuz etkisinin diğer ülkelere sirayet etmesinde yetersiz kalmaktadır. Bilhassa iletişim ağlarının gelişmesi bu duruma zemin hazırlamaktadır.

Sosyoloji, siyaset bilimi ve tarih alanlarında terörizm üzerine çok sayıda araştırma yapılmıştır. Fakat ekonomi ve finans açısından terörizm, araştırmacılar tarafından son yıllara kadar dikkate alınmamıştır (Chesney, Reshetar, Karaman, 2011: 2). Oysa finansal piyasalar doğrudan veya dolaylı olarak terörist saldırılardan zarar görebilmektedir. Örneğin; 11 Eylül saldırıları, ABD finansal sistemi ile uluslararası finansal sistemin istikrarını bozmayı amaçlamıştır. Söz konusu saldırıların ardından finansal piyasalar sadece büyük faaliyet kesintileriyle değil, aynı zamanda yüksek düzeydeki belirsizlik ve piyasalardaki dalgalanmayla da yüzleşmek zorunda kalmıştır (Johnston & Nedelescu, 2006: 5).

Münferit hisse senedi fiyatları, yatırımcıların geleceğe yönelik korkularını ve umutlarını yansıtmaktadır. Terörist saldırılar, askeri işgaller ve diğer öngörülmeleyen felaketler bu kıymetli evraklar üzerinde ciddi etkiler meydana getirebilmektedir. Yatırımcılar terörist bir eylem ya da askeri bir saldırı hakkında bilgi elde ettikleri zaman, genellikle daha güvenli finansal araçlar ve panik satış imkânları bulmak amacıyla piyasadan kaçmaktadırlar (Chen & Siems, 2004: 349). Terörizmin yoğunluğundaki değişiklikler ise uluslararası yatırım pozisyonu üzerinde belirsiz bir etkiye sahiptir. Farklı yoğunluktaki terörist eylemler, dünya ekonomisinin yeterli derecede açık olması halinde, ülkeler arasında önemli ölçüde sermaye hareketine sebep olabilmektedir (Abadie & Gardeazabal, 2008: 3).

Politik, psikolojik ve ekonomik açıdan birçok etki meydana getirmesi muhtemel terörist eylemler, oluşturduğu güvensizlik ortamı aracılığıyla sermaye piyasaları, yatırımlar ve turizm kanallarını kullanarak ekonomileri çok ciddi zararlara uğratmaktadır. Gerçekleşen terörist saldırılar sonucunda hasar gören alt yapı ve fiziksel görünüm ise maliyetleri yükseltmektedir. Bununla birlikte terörist saldırılar, kaynakların verimli yatırımlardan ziyade güvenlik ve savunma yatırımlarına yönelmesine yol açmaktadır (Şimşek & Özkaya, 2018: 266).

Terör saldırılarının sonuçlarını çeşitli yönlerden izhar eden birçok araştırma yapılmıştır ve yapılmaktadır. Fakat küresel finans sistemi içerisinde her geçen gün daha da önemli bir yere sahip olan ve benzer yönde gelişim sergileyen BRICS ve MIST ülkelerinde meydana gelen terör olaylarının, bu ülkelerdeki pay piyasası endekslerine etkisini inceleyen herhangi bir araştırma göze çarpmamaktadır. Dolayısıyla bu çalışmada BRICS ve MIST ülkelerinde 2000/Ocak-2018/Aralık döneminde meydana gelen terör saldırıları ile söz konusu ülkelerin pay piyasası endekslerine ait veriler için panel veri analizi uygulanmıştır. Yapılan Durbin-Hausman Panel Eşbütünleşme testi neticesinde BORSA ve TEROR değişkenlerin eşbütünleşik olduğu tespit edilmiştir. Bu doğrultuda Ortak İlişkili Etkiler (CCE) tahmincisi ile katsayılar tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgular ve öneriler ise sonuç bölümünde tartışılmıştır.

I. LİTERATÜR TARAMASI

Makale konusuna ilişkin literatür incelendiğinde ilk bakışta farklı analiz yöntemleri kullanılarak terörizm ve borsa arasındaki ilişkinin araştırıldığı görülmüştür. Özellikle 2000’li yılların başında yapılan araştırmaların çoğunda olay çalışması uygulandığı göze çarpmıştır. Bu kapsamda Chen & Siems’e (2004) ait çalışmada terör olaylarının sermaye piyasaları üzerindeki etkisini ölçmek amacıyla olay çalışması kullanılmıştır. Çalışmada ilk olarak 1915 yılından 11 Eylül saldırılarına kadar farklı ülkelerde gerçekleşen 14 terör saldırısının Amerikan sermaye piyasaları üzerindeki etkisi, daha sonra ise Irak’ın Kuveyt’i işgali ile 11 Eylül saldırılarının seçilen sermaye piyasaları üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Analiz sonucunda Amerikan sermaye piyasalarının terör olayları karşısında geçmişe nazaran daha hızlı toparlandığı belirtilmiştir. Ayrıca, 11 Eylül saldırıları ile Irak’ın Kuveyt’i işgalinin başta Asya ve Avrupa olmak üzere birçok sermaye piyasasını negatif etkilediği tespit edilmiştir. Daha sonrasında Mutan & Topçu’ya (2009) ait araştırma raporunda 2 Ocak 1990 ile 22 Mayıs 2009 tarihleri arasında Türkiye’de ve Dünya’da meydana gelen iktisadi, siyasi, çevreyle ilgili, askeri ve terörizm kaynaklı 10 adet beklenmedik olayın Türkiye hisse senedi piyasasına olan etkileri incelenmiştir. Araştırma sonucunda beklenmedik olayların endeksi olumsuz yönde etkilediği ve endeksin olaydan önceki seviyesine dönmemesinin yaklaşık 29 işgünü sürdüğü sonucuna ulaşılmıştır. Yine Christofis, Kollias, Papadamou ve Stagiannis (2010) tarafından 1997–2009 yılları arasında Türkiye’de meydana gelen terör saldırılarının (1999, 2003 ve 2008) BIST 100 endeksi üzerindeki etkisi olay çalışması kullanılarak incelenmiştir. Yapılan analiz neticesinde terör saldırılarının borsayı olumsuz yönde etkilediği, ancak bu negatif etkinin gerek yüksek büyüme oranları gerekse artan güven nedeniyle uzun sürmediği saptanmıştır. Aynı yıl Karolyi & Martell’e (2010) ait çalışmada 1995–2002 yılları arasında farklı ülkelerde gerçekleşen 75 terör saldırısının hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisi olay çalışması kullanılarak araştırılmıştır. Analiz sonucunda saldırının meydana geldiği gün hisse senedi fiyatlarında ortalama olarak %83’lük bir kayıp gerçekleştiği belirtilmiştir. Bununla beraber terörist saldırıların

olumsuz etkisinin zengin ve demokratik ülkelerde daha fazla hissedildiği ifade edilmiştir. Şirket yöneticilerinin kaçırılmasının ise hisse senedi fiyatını bina ya da tesislerin bombalanmasından daha fazla olumsuz etkilediği görülmüştür. Yakın zamanda ise Elmas & Yılmaz'a (2019) ait çalışmada Türkiye'de 2016 yılında meydana gelen 7 terör saldırısının Borsa İstanbul'da işlem gören hisse senetleri getirileri üzerindeki etkisi incelenmiştir. Yapılan olay çalışması sonucunda gerçekleştirilen terör saldırılarında her ne kadar yüksek can kaybı meydana gelse de istatistiki açıdan anlamlı düzeyde anormal getirilerin elde edilmediği saptanmıştır. Kümülatif ortalama getiri sonuçlarının ise farklı olay aralıklarında anlamlı ancak düşük yoğunlukta olduğu ifade edilmiştir. Yazarlara göre bu durum, borsanın terör saldırılarından etkilendiğini fakat ciddi bir tepki vermediğini göstermektedir.

Diğer birtakım çalışmalarda olay çalışmasının yanı sıra zaman serisi verilerinden de yararlanılmıştır. Chesney ve ark. (2011) tarafından 1994–2005 yılları arasında 25 ülkede meydana gelen terör eylemleri ile finansal piyasalar arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmada olay çalışması, parametrik olmayan yöntem ve GARCH-EVT yöntemi kullanılmıştır. Araştırma sonucunda gerçekleşen terör eylemlerinin yaklaşık olarak üçte ikisinin en az bir borsa üzerinde olumsuz etkiye neden olduğu saptanmıştır. Bunun yanı sıra borsalar arasından Amerikan Borsasının terör saldırılarından en az etkilendiği, İsviçre Borsasının ise en fazla etkilendiği; havayolu ve sigortacılık sektörlerinin terör eylemlerine daha çok duyarlı, bankacılık sektörünün ise bu saldırılara daha az duyarlı olduğu belirlenmiştir. Aksoy (2014) tarafından yapılan çalışmada ise 1996–2007 yılları arasında Türkiye'de meydana gelen terör saldırıları ile 11 Eylül 2001 tarihinde ABD'de meydana gelen terör saldırılarının Türk hisse senedi piyasası üzerindeki etkisi incelenmiştir. Çalışmada hem olay etüdü yöntemi hem de zaman serisi analizi kullanılmıştır. Olay çalışması sonucunda hisse senedi piyasasının terör saldırısından sonraki günlerde de değer kaybettiği görülmüştür. Zaman serisi analizi sonucunda ise hisse senedi piyasasının terör eylemleri karşısında duyarlı olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte alanyazında yer alan kimi çalışmalarda sadece zaman serisi verilerinin analiz edildiği görülmüştür. Eldor & Melnick (2004) tarafından yapılan çalışmada 1990–2003 döneminde İsrail'e yapılan 639 saldırının bu ülkedeki borsa ve döviz kuru üzerindeki etkisi incelenmiştir. Konum, saldırı, hedef türü ve kayıp sayısına ilişkin günlük verilerle yapılan analizler sonucunda döviz rezervlerinin fazla olmasından dolayı döviz kurunun etkilenmediği tespit edilmiştir. Ancak, intihar saldırılarının borsa ve döviz kurunu etkilediği belirtilmiştir. Akıncı, Akıncı ve Yılmaz (2015) tarafından yapılan çalışmada ise 67 gelişmekte ve 18 az gelişmiş olmak üzere toplam 85 ülkede 2005–2011 döneminde meydana gelen terör olaylarının doğrudan yabancı yatırımlar ile portföy yatırımları üzerindeki etkisi panel veri analizi ile incelenmiştir. Ayrıca, ilgili değişkenler arasındaki ilişkilerin dış yardım akımlarından nasıl etkilendiği de araştırılmıştır. Çalışma sonucunda terörizm ile yabancı yatırımlar arasında ters yönlü negatif bir ilişki elde edilmiştir. Bunun yanı sıra dış yardım akımlarının terörizmin yabancı yatırımlar üzerindeki negatif etkisini telafi ettiği tespit edilmiştir.

Bilindiği üzere hızla gelişen teknoloji araştırmacılara daha fazla veriye ulaşma imkânı tanımaktadır. Özellikle sürekli gerçekleştirilen iyileştirmeler sayesinde tasnif edilmiş verilere daha hızlı ve daha kolay erişim sağlamak mümkündür. Bu durum ise kullanılan verilerin ve analiz yöntemlerinin çeşitlenmesine katkı sunmaktadır. Dolayısıyla küresel bir düşünce kuruluşu olan Ekonomi ve Barış Enstitüsü tarafından 2012 yılından itibaren yayımlanan küresel terörizm endeksi verilerinin bazı çalışmalarda kullanıldığı görülmüştür. Ağırman, Özcan ve Yılmaz (2014) tarafından 35 ülkenin 2003–2011 yılları arasındaki Küresel Terörizm Endeksi verileri ile Dünya Borsalar Federasyonundan elde edilen yıllık ortalama borsa endeksleri üzerinden terör olaylarının finansal piyasalar üzerindeki etkisini ölçmek üzere panel veri analizi uygulanmıştır. Analiz sonucunda ne hisse senedi piyasalarından terör eylemlerine ne de terör eylemlerinden hisse senedi piyasalarına doğru bir nedensellik ilişkisi elde edilememiştir. Ayrıca, terör saldırılarının sebep olduğu kısa süreli negatif etkilerin uzun sürede piyasa mekanizması aracılığıyla düzeltildiği ifade edilmiştir. Bunun yanı sıra Bilal, Talib, Haq, Khan ve Islam (2012) Karaçi Menkul Kıymetler Borsası (KSE-100 endeksi) ile terörizm ve bazı makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi 1 Temmuz 2005–31 Haziran 2010 dönemini kapsayacak şekilde incelemiştir. Araştırmada Johansen Eş Bütünleşme, Granger Nedensellik, ARCH, GARCH ve GARCH-EVT gibi çeşitli istatistiksel teknikler kullanılmıştır. Yapılan analizler sonucunda KSE-100 endeksi ile terörizm arasında istatistiki açıdan negatif yönlü bir ilişkiye ulaşılmıştır. Korkmaz, Erer ve

Erer (2017) ise Türkiye’de meydana gelen terör saldırılarının İstanbul Altın Borsası, BIST100 ve alt sektör endeks getirileri üzerindeki oynaklık etkisini EGARCH ve GJR-GARCH modelleri ile analiz etmişlerdir. Çalışmada kullanılan terörizm verileri *Global Terrorism Database*’den (Küresel Terörizm Veri Tabanı) elde edilmiş olup Türkiye’de meydana gelen terör saldırılarının; BIST 100, alt sektör ve İstanbul Altın Borsası endeks oynaklığı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığı belirlenmiştir. Aynı yıl Algan, Balcılar, Bal ve Manga (2017) tarafından 4 Ocak 1988–24 Mayıs 2016 dönemi için 16 sektör endeksine ait veriler kullanılarak terör saldırılarının finansal piyasalar üzerindeki etkisi analiz edilmiştir. Çalışmada parametrik olmayan kantil nedensellik testi uygulanmış olup terör eylemleri ile finansal piyasalar arasında ortalama getiri bakımından herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı tespit edilmiştir. Bununla birlikte terör saldırılarının turizm, gıda, temel materyaller gibi bazı sektörlerde getiri oynaklığını artırdığı saptanmıştır. Başka bir çalışmada Yıldırım (2018) tarafından 2000–2015 döneminde Türkiye’deki terör olaylarının hisse senedi piyasası üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Terör verileri, Küresel Terörizm Endeksinden elde edilmiştir. Analiz sonucunda 2001 Türk finansal krizini de içeren 2000–2004 periyodunda hisse senedi piyasasının terör saldırılarına karşı duyarlı olduğu, 2004–2015 periyodunda ise bu duyarlılığın sona erdiği tespit edilmiştir. Ayrıca, hisse senedi piyasasının altyapıyı hedef alan saldırılara karşı negatif duyarlılığa sahip olduğu fakat saldırı bölgesinin hisse senedi piyasası açısından önemli olmadığı görülmüştür. Seki & Akyıldız (2018) tarafından ise Türkiye’de meydana gelen terör saldırıların döviz kurları üzerindeki etkisi VAR analizi ile incelenmiştir. Ocak 1999–Aralık 2016 dönemine ait aylık zaman serisi verilerinin kullanıldığı araştırma sonucunda, dolar kurundaki değişimlerin %98,6’lık kısmının yine kendisi tarafından açıklandığı tespit edilmiştir. Bunun yanı sıra terör olaylarındaki bir etkiye karşılık dolar kurunda pozitif yönlü ve nispeten kısa dönemli bir tepkinin olduğu saptanmıştır. Küresel Terörizm Endeksi dışında son yıllarda *big data* (büyük veri) yönteminin kullanıldığı araştırmalar da mevcuttur. Atik, Yılmaz, Köse & Sağlam’a (2016) ait çalışmada dünya medyasında yer alan terörizm temalı haberler ile finansal piyasalar arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Araştırmada GDELT programı vasıtasıyla 612.109 terör temalı haber taranarak duygu metriği ile ağırlandırılmıştır. Yapılan Granger Nedensellik Analizi sonucunda terör temalı haberler ile bankacılık, gıda, inşaat, ticaret, ulaştırma, sanayi ve turizm endeksleri arasında bir nedensellik ilişkisi tespit edilemezken; sigorta endeksi ile terör haberleri arasında bir nedensellik ilişkisine ulaşılmıştır. Yine Çetinkaya & Yenice (2017) tarafından *big data* yöntemi kullanılarak dünya mediasındaki 441296 terör temalı haber duygu metriği ile ağırlandırılmış olup bu haberlerin Borsa İstanbul Kıymetli Madenler ve Kıymetli Taşlar Piyasası üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Çalışmada Granger Nedensellik Analizi uygulanmıştır. Araştırma sonucunda terörist eylemlere konu haberlerin kıymetli maden fiyatları üzerinde herhangi bir nedensellik etkisine sahip olmadığı saptanmıştır.

Bu çalışmada terörist eylemlere dair somut bir ölçüm ifade etmesi bakımından ön plana çıkan küresel terörizm endeksi verilerinden yararlanılmıştır. Elde edilen terörizm endeksi üzerinden daha önceki araştırmalara konu olmayan BRICS ve MIST ülkeleri incelenmiştir. Politik istikrarsızlık göstergesi olarak algılanan terör olaylarının farklı ülke grupları özelinde incelenmesinin küreselleşmeyle birlikte önem arz ettiği ayrıca benzer yönde gelişim sergileyen BRICS ve MIST ülkelerinin küresel finans sistemi içerisindeki ağırlığının artmaya devam ettiği gibi hususlar dikkate alındığında çalışmanın ilgili literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Bununla birlikte analiz edilen ülkelerin Dünya’nın farklı coğrafi bölgelerinde bulunmasının ve özellikleri itibarıyla birbirinden çok farklı terörist grupların saldırılarına maruz kalmalarının araştırmanın niteliğini olumlu yönde etkileyeceği değerlendirilmiştir.

II. METODOLOJİ

II.1. Veri Seti

Çalışmada terör olayları ile pay piyasaları arasındaki ilişkiyi ölçmek üzere; BRICS ve MIST ülkelerinde Ocak 2000 ile Aralık 2018 döneminde meydana gelen terör olayları ile aynı dönemdeki pay piyasası verileri analiz edilmiştir. Analiz döneminin belirlenmesinde son dönem verilere ulaşabilme

imkânı kısıtlayıcı rol oynamıştır. Pay piyasası endeksi aylık frekans değerleri olarak analizlere dâhil edilmiş olup söz konusu verilere <https://stats.oecd.org> sitesinden ulaşılmıştır. Terör endeksi ise <https://www.start.umd.edu> sitesinde bulunan küresel terörizm veri setinden elde edilen veriler ışığında $\ln(e + \text{ölü sayısı} + \text{terör eylemleri sayısı})$ formülü aracılığıyla yine aylık olarak hesaplanmıştır. Bu hesaplama yöntemine yaralı sayısının da eklenmesi suretiyle endeks oluşturma metodu ilk kez Eckstein & Tsiddon (2004) tarafından kullanılmış ve daha sonra Arin ve ark., (2008); Algan ve ark., (2017); Yıldırım (2018) tarafından da tercih edilmiştir. Ancak olay sonucu yaralanan kişilerin hafif veyahut ağır biçimde yaralanıp yaralanmadığına ilişkin bilgilerin bazen de yaralanan kişi sayısının tam olarak tespit edilmesi mümkün olmamakla birlikte yaralı sayısının, terör olayı ve ölen sayısına nazaran daha düşük haber niteliği taşıdığı da görülmektedir. Bu doğrultuda düşünüldüğünde değişkenler arasındaki ilişkinin anlamlılık düzeyini olumsuz açıdan etkilememesi ve daha tutarlı sonuçlara ulaşılması amacıyla terör endeks değerleri hesaplanırken yaralı sayıları dikkate alınmamıştır. Değişkenlere ilişkin bilgiler Tablo 1’de yer almaktadır:

Tablo 1. Değişkenlere İlişkin Bilgiler

Değişkenin Adı	Değişkenin Kısaltması
Aylık Pay (Hisse) Fiyatı	BORSA
Aylık Terör Endeksi Değeri	TEROR

II.II. Ekonometrik Yöntem

Ekonometrik analizlerin gerçekleştirilebilmesinin ilk koşulu değişkenlere ait verilerin toplanmasıdır (Baltagi, 2005: 18). Bu veriler ise genellikle 3 ayrı veri tipinden meydana gelmektedir. Tek bir birim için zaman içerisinde sıralı bir şekilde ortaya çıkan gözlemler kümesine zaman serisi verileri, belirli bir dönemdeki birden fazla birime ait sayısal değerlerin bir araya getirilmesiyle elde edilen verilere kesit veriler, hem zaman serisi hem de kesit verilerden oluşmak suretiyle her iki veri türüne ait özellikleri de içerisinde barındıran verilere ise panel veriler denilmektedir (Altay, Ekinci, Peçe, 2013: 275). Panel veriler; kişiler, şirketler, hane halkları veya ülkeler gibi aynı yatay kesit birimlerinin gün, hafta, ay veya yıl gibi belirli zaman aralıklarında aldığı değerlerden oluşmaktadır (Uçar, 2013: 3).

Dinamik uyarlamaların daha iyi analiz edilmesine imkân tanıyan panel veriler, yatay kesit ya da zaman serisi verileri ile incelenemeyen konulara yönelik uygulanabilmeleri beraber çoklu doğrusal bağlantı hatasını da azaltmaktadır (Kennedy, 2006: 331). Bunun yanı sıra “N” adet birim ve her bir birime karşılık gelen “T” adet gözlemin beraber dikkate alınması ile oluşturulan regresyon denklemi, zaman serisi ve yatay kesit dalgalanmasına da izin vermektedir (Kaya & Yılmaz, 2006: 69). Genel anlamda oluşturulan panel veri denklemi ise aşağıda gösterilmiştir (Erataş, Başçı-Nur, Özçalık, 2013: 23):

$$Y_{it} = a_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Formülde yer alan “i” indisi modelde bulunan birim/kesit sayısını, “t” her birime ait zaman dönemini, “N×T” panelin hacmini, “Y_{it}” i’inci birimin t zamandaki bağımlı değişken değerini, “X_{it}” i’inci birimin t zamanındaki bağımsız değişken değerini, “β” eğim katsayısını ve “ε_{it}” sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı stokastik hata terimini ifade etmektedir. Bu denklemden hareketle çalışmada kullanılan panel veri regresyon modeli aşağıda sunulmuştur:

$$BORSA = a_i + \beta_1 TEROR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

İçerisinde zaman serisi verilerini de barındırdığından panel verilerin durağan yapı göstermesi, dolayısıyla da zamanla değişen ortalama ya da zamanla değişen varyansa sahip olmaması gerekmektedir. Şayet zamanla değişen varyans ya da ortalama söz konusu ise analizlerin güvenilirliğini artırmak için seriler durağan hale getirilmelidir (Işık & Acar, 2006: 100). Durağanlığı test etmek için zaman trendlerine ve sabit değere karşı hassas olan birim kök testleri uygulanmalıdır. Ancak panel veri analizinde birim kök testleri uygulanmadan önce serilere ait yatay kesit bağımlılığının test edilmesi icap etmektedir. Çünkü birim kök testlerinden bir kısmı seriler arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığı, diğer bir kısmı ise yatay kesit bağımlılığının olduğu varsayımına dayanmaktadır. Bu nedenle yatay kesitler arasında bağımlılık tespit edilirse ikinci nesil, tespit edilemezse birinci nesil birim kök testlerinin uygulanması daha tutarlı, etkin ve güçlü tahminler yapılmasına imkân tanımaktadır (Çınar, 2010: 594).

Çalışmada seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığı; CDLM1 (Breusch & Pagan, 1980), CDLM2 (Pesaran, 2004) ve CDLM-Adj (Pesaran, Ullah, Yamagata, 2008) testleriyle sınanmıştır. Saptanan yatay kesit bağımlılığı neticesinde ikinci nesil panel birim kök testlerinden CADF ve Hadri-Kurozumi birim kök testleri uygulanmıştır.

Panel veri analizinde birim kökler test edildikten sonra diğer önemli bir hususu eğim katsayılarının homojenlik/heterojenlik durumlarının tespit edilmesi oluşturmaktadır. Çünkü yatay kesit bağımlılığının ve serilerin hangi düzeyde durağanlaştığının tespitinin yanı sıra eğim katsayılarının durumuna göre de analize nasıl devam edileceği ve katsayıların tahmininde hangi yöntemin kullanılacağı belirlenmektedir. Çalışmada ilk olarak Swamy (1970) tarafından tasarlanan, daha sonra ise Pesaran & Yamagata (2008) tarafından geliştirilen delta testi kullanılarak eğim katsayılarının homojenlik/heterojenlik durumlarına bakılmıştır.

Eğim katsayılarının yatay kesit birimleri arasında farklılık gösterip göstermediğini sınavan hipotezler ve büyük/küçük boyutlardaki örneklem için uygulanan formüller ise aşağıda belirtilmiştir (Göçer, Mercan, Hotunluoğlu, 2012: 462):

$$H_0 : \text{Eğim katsayıları homojendir. } (\beta_i = \beta)$$

$$H_1 : \text{Eğim katsayıları homojen değildir. } (\beta_i \neq \beta)$$

Büyük örneklem için uygulanan formül:

$$\hat{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\bar{s} - k}{2k} \right) \sim X_k^2 \quad (3)$$

Küçük örneklem için uygulanan formül:

$$\hat{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\bar{s} - k}{v(T, k)} \right) \sim N(0,1) \quad (4)$$

“N” modelde bulunan birim sayısını, “s̄” Swamy test istatistiğine ait değeri, “k” açıklayıcı değişken sayısını, “v(T, k)” standart hatayı, “Δ̂” delta testi istatistiğini ve “Δ̂_{adj}” düzeltilmiş delta testi istatistiğini ifade etmektedir.

Çalışmada delta testi ile eğim katsayılarının homojenlik/heterojenlik durumlarına bakıldıktan sonra model için de yatay kesit bağımlılığı sınanmıştır. Modele yönelik yatay kesit bağımlılığıyla birlikte bağımlı değişkenin (BORSA) birinci farkta durağanlaştığı tespit edildiğinden Durbin-Hausman Panel Eşbütünleşme Testi aracılığıyla değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiler sınanmıştır. Durbin-Hausman Panel Eşbütünleşme Testinde %5 önem düzeyinde tespit edilen eşbütünleşme ilişkisinin ardından uzun dönem katsayıların tahmininde ortak ilişkili etkiler yönteminin (*common correlated effects*, CCE) kullanılmasına karar verilmiştir.

a. Durbin-Hausman panel eşbütünleşme testi

Westerlund (2008) tarafından geliştirilen Durbin-Hausman Panel Eşbütünleşme Testi'nde bağımlı değişken I(1) olmak koşuluyla bağımsız değişkenler I(1) veya I(0) iken panel eşbütünleşme analizi yapmak mümkündür. Bununla beraber ortak faktörleri dikkate alan testin boş hipotezi değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı, boş hipotezin reddedilmesi ise eşbütünleşme ilişkisinin olduğu varsayımına dayanmaktadır (Altıntaş & Mercan, 2015: 365).

Durbin-Hausman Panel Eşbütünleşme Testi içerisinde Durbin-Hausman grup ve Durbin-Hausman panel olmak üzere iki istatistik barındırmaktadır. Durbin-Hausman grup istatistiği (DH-g) otoregresif parametrelerin kesitten kesite farklılık gösterdiğini kabul etmekte dolayısıyla otoregresif parametrelerin heterojen olduğunu varsaymaktadır. Durbin-Hausman panel istatistiği (DH-p) ise otoregresif parametrelerin bütün kesitler için aynı yani homojen olduğunu varsaymaktadır (Küçükaksoy & Akalın, 2017: 28–29). Bu iki test istatistiği aşağıdaki formüller aracılığıyla hesaplanmıştır (Westerlund, 2008: 203):

Durbin-Hausman grup istatistiği:

$$DH_g = \sum_{i=1}^n \hat{S}_i (\tilde{\phi}_i - \hat{\phi}_i)^2 \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (7)$$

Durbin-Hausman panel istatistiği:

$$DH_p = \hat{S}_n (\tilde{\phi} - \hat{\phi})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (8)$$

Durbin-Hausman grup testinde boş hipotezin reddedilmesi, bazı kesitler açısından eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Durbin-Hausman panel testinde boş hipotezin reddedilmesi ise bütün kesitler için eşbütünleşme ilişkisinin varlığını belirtmektedir (Altıntaş & Mercan, 2015: 365–366).

b. Ortak ilişkili etkiler yöntemi

Pesaran (2006) CCE yöntemine yönelik çalışmasında, yatay kesit bağımlılığının varlığıyla beraber delta testi sonucunda eğim katsayılarının heterojen olduğu durumlarda ortalama grup ortak ilişkili etkiler (*common correlated effects mean group* - CCEMG) tahmincisini, homojen olduğu durumlarda ise havuzlanmış ortak ilişkili etkiler (*common correlated effects pooled* - CCEP) tahmincisini uzun dönem katsayıların tahmini için önermiştir (Kaplan & Aktas, 2016: 108; Yapraklı & Kaplan, 2015: 18–19). Bunun yanı sıra Kapetanios, Pesaran ve Yamagata (2011) çalışmalarında hem durağan hem de durağan olmayan serilerin katsayılarının tahmininde ortak ilişkili etkiler tahmincilerinin kullanılabilmesini tespit etmişlerdir (Kapetanios, Pesaran, Yamagata, 2011: 338). Bu kapsamda CCEMG ve CCEP tahmincilerine ait panel eşbütünleşme katsayıları aşağıdaki formüller yardımıyla hesaplanmıştır (Erataş & Başçı-Nur, 2013: 223):

$$\hat{b}_{CCEMG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{b}_i \quad (5)$$

Denklemden yer alan \hat{b}_i ($\hat{b}_i = (x_i' \dot{M}_w x_i)^{-1} x_i' \dot{M}_w y_i$), her bir yatay kesit birimi için CCE tahminidir.

$$\hat{b}_{CCEP} = \left(\sum_{i=1}^N \theta_i x_i' \dot{M}_w x_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \theta_i x_i' \dot{M}_w y_i \quad (6)$$

CCEMG yaklaşımına göre her bir yatay kesite ilişkin katsayıların aritmetik ortalaması alınarak açıklayıcı değişkenlere ilişkin uzun dönem parametreler elde edilmektedir. CCEP yaklaşımında ise açıklayıcı değişkenlere ait uzun dönem katsayılar bütün yatay kesitler için aynı ($\beta_i = \beta$) iken gözlenen ya da gözlenemeyen ortak faktörlere ait katsayılar her bir yatay kesit birimi için farklıdır. Pesaran (2006) çalışmasında küçük örneklerde CCEP tahmincisinin CCEMG tahmincisinden biraz daha iyi sonuçlar ortaya koyduğunu ifade etmiştir (Nazlıoğlu, 2010: 101–102).

III. ANALİZ VE BULGULAR

Çalışmanın analiz kısmında ilk olarak değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistiklere bakılmıştır. Tablo 2’de görüldüğü üzere 9 yatay kesit (ülke) için 228 gözlem noktası (ay) söz konusudur ve $9 \times 228 = 2052$ adet panel veri analiz edilmiştir.

Tablo 2. Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Ortalama	Ortanca	Maksimum	Minimum	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera	Olasılık	Gözlem Sayısı
BORSA	66.9894	67.453	175.6551	7.3279	36.6923	0,1200	2,0474	82.5126	0.0000	2052
TEROR	1.2986	0.6931	5.9108	0.0000	1.6217	0,9709	2,5993	336.1560	0.0000	2052

Tanımlayıcı istatistiklere göre bağımlı değişken olan BORSA’ya ilişkin standart sapmanın yüksek olduğu göze çarpmaktadır. Bu durum günlük hayatta BORSA değerlerindeki oynaklığının fazla olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca Jarque-Bera normallik testinde her iki değişken için de boş hipotez reddedilmiştir. Yani her iki değişkene ait veriler de normal dağılıma sahip değildir.

İdeal bir normal dağılımda çarpıklık ve basıklık değerlerinin 0’a yakın olması beklenmektedir. BORSA değişkeni açısından bakıldığında çarpıklık değerinin düşük ve normal dağılıma yakın fakat basıklık değerinin yüksek olduğu görülmektedir. TEROR değişkeninde ise her iki değerinde yüksek olması, bu değişkene ait verilerin normal dağılımdan uzak olduğunu ifade etmektedir. Bu sonuçlar Jarque-Bera normallik testini desteklemiştir.

İki ya da daha fazla değişken arasındaki ilişkinin gücü ve yönü korelasyon katsayısı ile hesaplanmaktadır. Bu katsayı -1 ile +1 arasındaki değerleri almakta olup bu değere ait mutlak değer 1’e yaklaşması gittikçe artan düzeyde pozitif ya da negatif yönlü bir ilişkinin varlığını ifade etmektedir. Korelasyon katsayısının işareti ise değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü belirtmektedir. Bu kapsamda BORSA ve TEROR değişkenleri için verilerin normal dağılmaması durumunda dikkate alınan Spearman korelasyon katsayıları hesaplanarak Tablo 3’te gösterilmiştir:

Tablo 3. Değişkenlere Ait Spearman Korelasyon Katsayıları

	BORSA	TEROR
BORSA	1	-0.0079
TEROR	-0.0079	1

Spearman korelasyon katsayıları incelendiğinde değişkenler arasındaki ilişkinin yönü negatif olarak tespit edilmiştir. Ancak hesaplanan değer çok düşük olması (yaklaşık olarak -0.01) değişkenler arasında çok zayıf bir korelasyona işaret etmektedir.

Veri seti ve yöntem kısmında değinildiği gibi serilerin durağanlığı araştırılmadan önce yatay kesit bağımlılığı mutlaka test edilmelidir. Yapılan test sonucunda değişkenler arasında yatay kesit bağımlılığı yoksa birinci nesil birim kök testleri, yatay kesit bağımlılığı söz konusu ise ikinci nesil birim kök testleri uygulamak daha etkili sonuçlar vermektedir (Aslan & Polat, 2021: 49). Yatay kesit bağımlılığı; CDLM1 (Breusch & Pagan, 1980), CDLM2 (Pesaran, 2004), CDLM (Pesaran, 2004) ve CDLM-Adj (Pesaran, Ullah, Yamagata, 2008) testleriyle sınanmaktadır. Bahse konu testlerden hangisinin kullanılacağı, panel veri setinde yer alan yatay kesit ve zaman boyutlarının nicel büyüklerine göre tespit edilmektedir (Karabıyık & Dilber, 2016: 319). CDLM1 (Breusch & Pagan, 1980) ve CDLM2 (Pesaran, 2004) testi, zaman boyutunun (T) yatay kesit boyutundan (N) büyük olması halinde (T>N); CDLM (Pesaran, 2004) testi, yatay kesit boyutunun (N) zaman boyutundan (T) büyük olması halinde (N>T) tercih edilmektedir (Hepaktan & Çınar, 2011: 142). CDLM-Adj (Pesaran, Ullah, Yamagata, 2008) testi ise uygulanan LM testinde grup ortalamalarının sıfır ve bireysel ortalamaların sıfırdan farklı olduğu durumlarda ortaya çıkan sapmayı, test istatistiğine varyans ve ortalamayı ekleyerek düzeltmektedir (Göçer, Mercan, Hotunluoğlu, 2012: 456). Bu kapsamda seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığı CDLM1 (Breusch & Pagan, 1980), CDLM2 (Pesaran, 2004) ve CDLM-Adj (Pesaran, Ullah, Yamagata, 2008) testleriyle sınanmış olup sonuçlar Tablo 4’te sunulmuştur:

Tablo 4. Serilerde Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

		BORSA	TEROR
CDLM1	Sabitli	232.656*** (0.0000)	181.858*** (0.0000)
	Sabitli ve Trendli	230.458*** (0.0000)	179.535*** (0.0000)
CDLM2	Sabitli	23.176*** (0.0000)	17.189*** (0.0000)
	Sabitli ve Trendli	22.917*** (0.0000)	16.916*** (0.0000)
CDLM-Adj	Sabitli	190.768*** (0.0000)	32.305*** (0.0000)
	Sabitli ve Trendli	192.938*** (0.0000)	32.189*** (0.0000)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini, *** işareti ise istatistik değerlerinin %1 önem düzeyinde anlamlı olduklarını ifade etmektedir.

Bütün yatay kesit bağımlılığı testlerinde hem sabitli hem de sabitli ve trendli modellerde boş hipotez reddedilmiş ve yatay kesitler arasında %1 anlamlılık düzeyinde bağımlılık tespit edilmiştir. Dolayısıyla ikinci nesil birim kök testlerinden CADF ve Hadri-Kurozumi testleri aracılığıyla serilerin durağanlığı incelenmiştir. CADF testinden elde edilen sonuçlar Tablo 5 ve Tablo 6’da, Hadri-Kurozumi testine ait sonuçlar ise Tablo 7’de sunulmuştur:

Tablo 5. BORSA Değişkenine İlişkin CADF Birim Kök Testi Sonuçları

Seviyede				
Ülkeler	<i>Sabitli Model</i>		<i>Sabitli ve Trendli Model</i>	
	Gecikme Sayıları	CADF İstatistikleri	Gecikme Sayıları	CADF İstatistikleri
Türkiye	1	-3,171	1	-3,642
Brezilya	2	-1,243	2	-1,560
Rusya	3	-2,438	3	-2,545
Hindistan	1	-1,998	1	-2,410
Çin	1	-2,374	1	-3,146
Güney Afrika	1	-1,655	1	-1,544
Güney Kore	2	-2,356	2	-2,404
Meksika	1	-1,068	1	-1,105
Endonezya	2	-1,799	2	-2,338
CIPS İstatistikleri		-2,011		-2,299

Birinci Farkta				
Ülkeler	<i>Sabitli Model</i>		<i>Sabitli ve Trendli Model</i>	
	Gecikme Sayıları	CADF İstatistikleri	Gecikme Sayıları	CADF İstatistikleri
Türkiye	1	-9,722***	1	-9,701***
Brezilya	1	-9,732***	1	-9,729***
Rusya	1	-10,71***	1	-10,69***
Hindistan	1	-10,95***	1	-11,10***
Çin	1	-9,550***	1	-9,551***
Güney Afrika	2	-7,324***	2	-7,303***
Güney Kore	2	-8,968***	2	-8,990***
Meksika	1	-9,375***	1	-9,446***
Endonezya	1	-9,227***	1	-9,257***
CIPS İstatistikleri		-9,507***		-9,529***

Not: *** işareti istatistik değerlerinin %1 önem düzeyinde anlamlı olduklarını ifade etmektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Bununla birlikte CADF istatistiğine ait kritik değerler sabitli model için -3.81 (%1) ve -3.22 (%5); sabitli ve trendli model için -4.28 (%1) ve -3.69 (%5) olup sırasıyla Pesaran (2007) Tablo I(b) ve Tablo I(c)'den alınmıştır. CIPS (Cross Sectionally Augmented IPS) istatistiğine ait kritik değerler ise sabitli model için -2.53 (%1) ve -2.32 (%5); sabitli ve trendli model için -3.03 (%1) ve -2.83 (%5) olup sırasıyla Pesaran (2007) Tablo II(b) ve Tablo II(c)'den alınmıştır.

CADF birim kök testinde, Pesaran (2007) tarafından hesaplanan kritik tablo değerleri ile test istatistik değerleri kıyaslanarak durağanlık sınanmaktadır. Buna göre CADF ve CIPS (CADF test istatistiklerinin aritmetik ortalaması) istatistiklerine ait kritik tablo değerleri mutlak değer olarak test istatistik değerlerinden küçükse, boş hipotez reddedilmekte ve serinin durağan olduğu kabul edilmektedir. Tablo 5'e bakıldığında BORSA değişkeninin hem sabitli hem de sabitli ve trendli modelde seviye değerleriyle birim kök içerdiği fakat birinci farkta durağanlaştığı görülmüştür. TEROR değişkenine ait CADF birim kök test sonuçları ise Tablo 6'da yer almaktadır:

Tablo 6. TEROR Değişkenine İlişkin CADF Birim Kök Testi Sonuçları

Seviyede				
Ülkeler	Sabitli Model		Sabitli ve Trendli Model	
	Gecikme Sayıları	CADF İstatistikleri	Gecikme Sayıları	CADF İstatistikleri
Türkiye	1	-5,089***	1	-5,724***
Brezilya	2	-6,437***	1	-7,876***
Rusya	3	-2,906	3	-3,915**
Hindistan	4	-3,547**	4	-4,120**
Çin	1	-6,541***	1	-6,559***
Güney Afrika	1	-6,813***	1	-6,905***
Güney Kore	1	-10,78***	1	-10,75***
Meksika	1	-7,784***	1	-8,068***
Endonezya	1	-6,465***	1	-7,957***
CIPS İstatistikleri		-6,262***		-6,876***

Not: *** ve ** işaretleri istatistik değerlerinin sırasıyla %1 ve %5 önem düzeylerinde anlamlı olduklarını ifade etmektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 5 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Bununla birlikte CADF istatistiğine ait kritik değerler sabitli model için -3.81 (%1) ve -3.22 (%5); sabitli ve trendli model için -4.28 (%1) ve -3.69 (%5) olup sırasıyla Pesaran (2007) Tablo I(b) ve Tablo I(c)'den alınmıştır. CIPS (Cross Sectionally Augmented IPS) istatistiğine ait kritik değerler ise sabitli model için -2.53 (%1) ve -2.32 (%5); sabitli ve trendli model için -3.03 (%1) ve -2.83 (%5) olup sırasıyla Pesaran (2007) Tablo II(b) ve Tablo II(c)'den alınmıştır.

Bağımsız değişken olan TEROR değişkenine ait sonuçlar incelendiğinde, hem sabitli hem de sabitli ve trendli modelde CIPS test istatistik değerlerinin mutlak değer olarak kritik tablo değerlerinden büyük olduğu anlaşılmıştır. CADF test istatistiklerine bakıldığında ise sabitli ve trendli modelde hiçbir serinin birim kök içermediği görülmüştür. Dolayısıyla CADF birim kök testine göre TEROR değişkeninin seviye değerleriyle durağan olduğu belirlenmiştir. Her iki değişkene ilişkin Hadri-Kurozumi test sonuçları ise Tablo 7'de gösterilmiştir:

Tablo 7. Hadri-Kurozumi Birim Kök Testi Sonuçları

Seviyede				
	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	BORSA	TEROR	BORSA	TEROR
Z_A^{SPAC}	2.0959** (0.0180)	6.0967*** (0.0000)	5.9789*** (0.0000)	7.6170*** (0.0000)
Z_A^{LA}	6.4090*** (0.0000)	8.6243*** (0.0000)	11.8697*** (0.0000)	9.4458*** (0.0000)
Birinci Farkta				
	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	BORSA	TEROR	BORSA	TEROR
Z_A^{SPAC}	-1.1013 (0.8646)	-2.2730 (0.9885)	-0.1541 (0.5612)	-3.3971 (0.9997)
Z_A^{LA}	-1.1520 (0.8753)	-2.1819 (0.9854)	-0.2581 (0.6019)	-3.2536 (0.9994)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini; *** ve ** işaretleri ise istatistik değerlerinin sırasıyla %1 ve %5 önem düzeylerinde anlamlı olduklarını ifade etmektedir.

Tablo 7'ye bakıldığı zaman gerek uzun dönem varyans kullanılarak elde edilen Z_A^{SPAC} istatistiki değerlerine göre gerekse gecikmesi genişletilmiş yöntem ile elde edilen Z_A^{LA} istatistiki değerlerine göre değişkenlerin seviye değerleriyle durağan olmadığı anlaşılmıştır. Çünkü Hadri-Kurozumi testinde boş hipotezi reddetmek seride birim kök bulunduğu anlamına gelmektedir. Ancak serilerin birinci farktaki değerleri ile hem sabitli hem de sabitli ve trendli model için durağanlaştığı tespit edilmiştir.

Gerçekleştirilen CADF ve Hadri-Kurozumi birim kök testlerinin her ikisinde de bağımlı değişken olan BORSA'nın birinci farkta durağanlaştığı saptanmıştır. TEROR değişkeninin ise CADF birim kök testinde seviye değerleriyle, Hadri-Kurozumi birim kök testinde ise birinci farkta durağanlaştığı tespit

edilmiştir. Bağımlı değişken birinci farkı alınmak suretiyle durağan yapı kazandığından Durbin-Hausman Panel Eşbütünleşme Testi yapmak mümkündür. Bu durumda seriler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunup bulunmadığı tespit edilebilir. Ancak eşbütünleşme analizinde kullanılan yöntemlerden bir kısmı modelin homojen olduğu, diğer bir kısmı modelin heterojen olduğu varsayımına dayanmaktadır. Bazı yöntemlerde ise t istatistiği değeri her iki modele ait kritik değerler ile karşılaştırılarak hem homojen hem de heterojen modeller için sonuç vermektedir (Polat & Tatlı, 2019: 14). Bu kapsamda homojenlik/heterojenlik testi için Pesaran & Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Delta Tilde ve Delta Tilde_Adj testleri kullanılmıştır. Sonuçlar Tablo 8’de yer almaktadır:

Tablo 8. Eğim Katsayılarının Homojenliğinin Test Edilmesi

Testler	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Delta Tilde ($\hat{\Delta}$)	40.998***	0.0000
Delta Tilde_Adj ($\hat{\Delta}_{adj}$)	41.269***	0.0000

Not: *** işareti istatistik değerlerinin %1 önem düzeyinde anlamlı olduklarını ifade etmektedir.

Delta Tilde ($\hat{\Delta}$) ve güçlendirilmiş Delta Tilde testini ifade eden Delta Tilde_Adj ($\hat{\Delta}_{adj}$) testlerine göre %1 anlamlılık düzeyinde boş hipotez reddedilmiştir. Yani eşbütünleşme denkleminin heterojen yapı sergilediği belirlenmiştir. Heterojen yapı, eğimin yatay kesitler arasında farklılaştığını göstermektedir.

Çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerin tespitinde modellerin homojen ya da heterojen olmasına göre ayrı sonuçlar veren Durbin-Hausman Panel Eşbütünleşme Testi ile sınanmasına, eşbütünleşme ilişkisinin saptanması durumunda ise uzun dönem katsayıların tahmini için Ortak İlişkili Etkiler Yönteminin kullanılmasına karar verilmiştir. Bu durumda model için yatay kesit bağımlılığının mevcudiyeti gerekmektedir. Modele yönelik yatay kesit bağımlılığını izhar eden test sonuçları Tablo 9’da gösterilmiştir:

Tablo 9. Modelde Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Testler	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
CDLM1	4827.206***	0.0000
CDLM2	564.649***	0.0000
CDLM-Adj	227.454***	0.0000

Not: *** işareti istatistik değerlerinin %1 önem düzeyinde anlamlı olduklarını ifade etmektedir.

Görüldüğü gibi serilerin yanı sıra modelde de CDLM1, CDLM2 ve CDLM-Adj testlerinde %1 anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımlılığı bulunduğu belirlenmiştir. Bununla birlikte bağımlı değişken birinci farkta durağanlaştığından analiz için Durbin-Hausman Panel Eşbütünleşme Testi kullanılabilir. Durbin-Hausman grup ve Durbin-Hausman panel olmak üzere hesaplanan iki test istatistiğine ve olasılık değerlerine ilişkin sonuçlar Tablo 10’da sunulmuştur:

Tablo 10. Durbin-Hausman Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Testler	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
DH-g	-1.66**	0.0490
DH-p	-1.92**	0.0270

Not: ** işaretli istatistik değerlerinin %5 önem düzeyinde anlamlı olduklarını ifade etmektedir.

Tablo 10 incelendiğinde hem otoregresif parametrelerin heterojen varsayıldığı Durbin-Hausman grup (DH-g) test istatistiğine hem de otoregresif parametrelerin homojen kabul edildiği Durbin-Hausman panel (DH-p) test istatistiğine göre BORSA ve TEROR değişkenlerinin %5 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşik olduğu saptanmıştır. Bu sebeple değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin yönünü ve düzeyini tespit etmek üzere Ortak İlişkili Etkiler Yöntemine göre eğim katsayılarının heterojen olması durumunda tercih edilen CCEMG tahmincisi kullanılmıştır. Modelin tahminine yönelik elde edilen sonuçlar Tablo 11’de yer almaktadır:

Tablo 11. CCEMG ile Uzun Dönem Katsayıların Tahmini

Bağımsız Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği
TEROR	-0.1862	0.7533	-0.25

t istatistiki değerinden anlaşılacağı üzere bağımsız değişken TEROR ile bağımlı değişken BORSA arasında modele ilişkin istatistiki açıdan anlamlı bir ilişkiye ulaşılamamıştır. Bu bağlamda her bir yatay kesit birimini oluşturan ülkeler açısından da uzun dönem katsayılar tahmin edilerek Tablo 12’de gösterilmiştir:

Tablo 12. Ülkeler Bazında Uzun Dönem Katsayıların Tahmini

Ülke Adı	TEROR		Sabit Katsayı	
	Katsayılar	t-değeri	Katsayılar	t-değeri
Türkiye	0.8280	1.26	-13.8280	-3.82***
Brezilya	-1.8050	-0.53	24.5690	4.53***
Rusya	-0.0470	-0.05	9.6460	1.80**
Hindistan	-0.7150	-0.79	-16.3970	-4.86***
Çin	0.1240	0.06	41.0410	4.65***
Güney Afrika	2.9690	1.95**	-13.6440	-4.00***
Güney Kore	-4.3290	-1.86**	20.2390	11.29***
Meksika	-1.3870	-1.66**	-11.2460	-4.82***
Endonezya	2.6860	3.07***	-33.9680	-8.48***

Not: *** ve ** işaretleri istatistik değerlerinin sırasıyla %1 ve %5 önem düzeylerinde anlamlı olduklarını ifade etmektedir.

Ülkeler bazında ulaşılan sonuçlar analiz edildiğinde seçilmiş ülkeleri oluşturan 9 ülkeden 4 tanesinde pay piyasaları ve terör olayları arasında istatistiki açıdan anlamlı ilişkilere ulaşılmıştır. Bu ülkelerden Güney Kore pay piyasası ile terör olayları arasında %5 anlamlılık düzeyinde negatif yönlü bir ilişki belirlenmiştir. Bu doğrultuda Güney Kore’de terör olaylarında meydana gelen %1’lik bir artışa karşılık Güney Kore pay piyasasında yaklaşık olarak %4.33’lük bir düşüş yaşandığı saptanmıştır. Beklenen yönde hesap edilen bu ilişkide pay piyasasındaki düşüşün bu denli yüksek olmasının sebebinin analiz edilen dönemde Güney Kore’de terör niteliği taşıyan sadece 6 olayın yaşanması temel teşkil edebilir. Yani terör olaylarının çok olduğu ülkelerde bu olaylar fiyatlanırken, olayların az olduğu

ülkelerde terör olaylarının fiyatlanmadığı, dolayısıyla bir terör olayı meydana geldiğinde daha fazla bir etkiye sahip olduğu söylenebilir.

Uzun dönem katsayılarına bakıldığında değişkenler arasında istatistiki açıdan anlamlı düzeyde ilişki belirlenen bir diğer ülke Meksika'dır. %5 anlamlılık seviyesinde ve negatif yönlü tespit edilen bu ilişkiye göre Meksika'da terör olaylarındaki %1'lik bir yükselmenin pay piyasası üzerinde %1.39'a yakın bir düşüşe yol açtığı görülmüştür. Brezilya, Rusya ve Hindistan'da da terör olaylarının pay piyasasını negatif etkilediği belirlenmesine rağmen katsayılar istatistiki açıdan anlamlı bulunmamıştır.

Güney Afrika ve Endonezya için beklenenin aksine anlamlı bir etki görülmektedir. Güney Afrika'da %5 ve Endonezya'da %1 anlamlılık düzeyinde pozitif yönlü ilişkiler dikkat çekmektedir. Buna göre terör olaylarında meydana gelen %1'lik bir artışa karşılık Güney Afrika pay piyasasında %2.97 ve Endonezya pay piyasasında %2.69 civarında bir artış yaşanmıştır. İlk bakışta böyle bir ilişkinin varlığı oldukça dikkat çekmektedir. Fakat veriler incelendiğinde gerçekleşen terör olaylarına rağmen Güney Afrika pay piyasasının analize konu dönemde yükseliş trendini devam ettirdiği görülmüştür. Özellikle 2012/Mayıs ayından itibaren sıklık kazanan terör olaylarındaki artışla paralel şekilde gerçekleşen bu yükseliş trendinin tespit edilen pozitif yönlü ilişkiye katkı sağladığı düşünülmektedir. Fakat iki ülkede de bu artışı terör olaylarına bağlamak elbette mümkün değildir. Ancak başka faktörlerin etkisinin terör olayları ile paralellik göstermesi muhtemel gözükmektedir. Her ne kadar istatistiki açıdan anlamlı olmasa da Türkiye'deki pozitif etki de bu şekilde izah edilebilir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Terör eylemleri; toplumda oluşturdukları şiddet, korku ve tehdit ikliminden beslenerek politik, psikolojik ve ekonomik açıdan birçok olumsuz duruma yol açmaktadır. Ekonomik açıdan bakıldığında oluşturduğu güvensizlik ortamı aracılığıyla sermaye piyasaları, yatırımlar ve turizm kanallarını kullanarak finansal piyasaları doğrudan veya dolaylı olarak hedef aldığı görülmektedir. Bu kapsamda düşünüldüğünde terörist eylemlerin finansal piyasalar üzerindeki etkisini belirlemek, her şeyin hızla değiştiği günümüzde oldukça büyük bir öneme sahiptir.

Çalışmada BRICS ve MIST ülkelerinde meydana gelen terör saldırılarının söz konusu ülkelere ait pay piyasası endeksleri üzerindeki etkisi analiz edilmiştir. Uygulanan Durbin-Hausman Panel Eşbütünleşme Testi neticesinde BORSA ve TEROR değişkenlerin hem Durbin-Hausman grup (DH-g) hem de Durbin-Hausman panel (DH-p) test istatistiklerine göre eşbütünleşik olduğu tespit edilmiştir. Fakat CCEMG tahmincisi kullanılarak gerçekleştirilen uzun dönem katsayıların tahmini sonucunda değişkenler arasında ilişkinin yönü negatif olarak belirlenmesine rağmen katsayılarının anlamlı olmadığı saptanmıştır.

Ülkeler bazında tahmin edilen uzun dönem katsayılar incelendiğinde ise analiz edilen 9 ülkeden 5 tanesinde negatif, 4 tanesinde ise pozitif ilişkiler olduğu görülmüştür. Anlamlı ilişki tespit edilen dört ülkeden 2 tanesinde negatif, 2 tanesinde ise pozitif ilişki olduğu saptanmıştır. Negatif ilişki tespit edilen ülkeler Güney Kore ve Meksika, pozitif ilişki tespit edilen ülkeler ise Güney Afrika ve Endonezya'dır. Güney Afrika ve Endonezya'daki bu etkiler her ne kadar anlamlı da olsalar terör olaylarının borsayı arttırdığı şeklinde yorumlamak mümkün değildir. Ayrıca anlamsız etki olması da beklenen bir sonuç değildir. Analize dâhil edilen 5 ülkede (Türkiye, Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin) terör olaylarının pay piyasası üzerindeki etkisi anlamlı bulunmamıştır. Hem pozitif etki tespit edilen hem de anlamlı ilişki belirlenemeyen ülkelerde anlamlı düzeyde ilişkilere ulaşılamamasında analiz edilen panel verilerin aylık frekans değerlerinden oluşmasının etkisi olabilir. Bilindiği üzere genel trendinden bağımsız ele alındığında bir ay ülke borsalarında anlık gerçekleştirilen işlemler açısından uzun bir zaman dilimine karşılık gelmektedir. Terör olaylarının etkisinin ise bu süre zarfında azalması muhtemeldir. Ayrıca Türkiye gibi yıllardır terör olaylarının süregeldiği ülkelerde terörist saldırıların meydana gelme potansiyeli yüksek olduğundan pay piyasası fiyatlamasında risk unsuru olarak bu husus dikkate alınmaktadır. Dolayısıyla bu ülkeler açısından değişkenler arasında saptanan anlamsız veya

pozitif ilişkilerde frekans aralığının ve ülkelerin özel durumlarının etkili olabileceği düşünülmektedir. Nitekim Türkiye açısından bakıldığında ulaşılan bulgular; Korkmaz, Erer ve Erer (2017) ile Elmas ve Yılmaz (2019) tarafından gerçekleştirilen çalışmayla paralellik sergilemekte fakat Christofis, Kollias, Papadamou & Stagiannis (2010) ile Aksoy (2014) tarafından yapılan araştırma sonuçlarıyla örtüşmemektedir. Bunun yanı sıra terör olayının ardından ekonomide ortaya çıkan diğer olumlu gelişmelerin, borsadaki olumsuz havayı kısa bir süre zarfında tersine çevirmesi de mümkündür. Çünkü günümüz dünyasında her an finansal piyasaları etkileyebilecek bir durum, haber veya olay ortaya çıkabilmektedir. Bilhassa gerçekleşen terör olayı büyük bir olay değilse etkisinin hemen kaybolması da muhtemeldir.

Bu sonuçlardan hareketle bir olayın pay piyasasına etkisini ölçmede aylık frekans sıklığının uygun olmadığı, dolayısıyla bundan sonraki çalışmalarda terör veya buna benzer olayların pay piyasası üzerindeki etkisi araştırılırken frekans aralığının daha sık (haftalık, günlük gibi) oluşturulması veya pencere analizi ile araştırılması tavsiye edilebilir. Ayrıca BRICS ve MIST ülkelerinin haftalık veya günlük verileri ile aynı çalışmanın yapılması ve bu sonuçlarla karşılaştırılması da önerilebilir.

KAYNAKÇA

- Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2008). Terrorism and the world economy. *European Economic Review*, 52, 1–27.
- Ağırman, E., Özcan, M., & Yılmaz, Ö. (2014). Terörizmin finansal piyasalara etkisi: Ampirik bir çalışma. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 8(2), 99–117.
- Akıncı, M., Akıncı, G. Y., & Yılmaz, Ö. (2015). Terörizmin doğrudan ve dolaylı yatırımlar üzerindeki etkisi: Dış yardımlar ne kadar telafi edici? *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 70(1), 1–33.
- Aksoy, M. (2014). The effects of terrorism on Turkish Stock Market. *Ege Akademik Bakış Dergisi*, 14(1), 31–41.
- Algan, N., Balcılar, M., Bal, H., & Manga, M. (2017). Terörizmin Türkiye finansal piyasaları üzerine etkisi: Ampirik bir çalışma. *Ege Akademik Bakış*, 17(1), 147–160.
- Alp, İ. A. (2013). Terörün ekonomik etkileri. *Uluslararası Güvenlik ve Terörizm Dergisi*, 4(1), 1–19.
- Altay, H., Ekinci, A., & Peçe, M. A. (2013). Ortadoğu'da terörün ekonomik etkileri: Türkiye, Mısır ve Suudi Arabistan üzerine bir inceleme. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi* (37), 267–288.
- Altıntaş, H., & Mercan, M. (2015). Ar-Ge harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi: OECD ülkeleri üzerine yatay kesit bağımlılığı altında panel eşbütünlük analizi. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 70(2), 345–376.
- 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(3), 164–167.
- Aslan, M., & Polat, M. (2021). Reklam Harcamalarının Firma Karlılık Performansına Etkisi. *Sosyal Bilimler Akademik Dergisi*, 4(1), 40–61.
- Atik, M., Yılmaz, B., Köse, Y., & Sağlam, F. (2016). Dünya mediasındaki terörizm temalı haberlerin finansal piyasalar üzerindeki etkileri: İstanbul borsası örneği. *Savunma Bilimleri Dergisi*, 15(2), 179–205.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometrics analysis of panel data*. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd.
- Bilal, A. R., Talib, N. B. A., Haq, I. U., Khan, M. N. A. A., & Islam, T. (2012). How Terrorism and Macroeconomic Factors Impact on Returns: A Case Study of Karachi Stock Exchange. *World Applied Sciences Journal*, 19(11), 1575–1584.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its applications to Model Specification Tests in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239–253.
- Chen, A. H., & Siems, T. F. (2004). The effects of terrorism on global capital markets. *European Journal of Political Economy*, 20, 349–366.
- Chesney, M., Reshetar, G., & Karaman, M. (2011). The impact of terrorism on financial markets: An empirical study. *Journal of Banking & Finance*, 35(2), 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), 1–14.
- Çetenak, Ö., & Ölmez, U. (2019). Terör saldırılarının pay senedi piyasasına etkisi: Türkiye örneği. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 23(1), 101–119.
- Çetinkaya, M., & Yenice, S. (2017). Terörizm temalı haberlerin kıymetli maden piyasaları üzerindeki etkisi: Borsa İstanbul A.Ş. kıymetli maden ve kıymetli taşlar piyasası üzerine bir uygulama. *Journal of Business Research Turk*, 9(1), 45–60.

- Çınar, S. (2010). OECD ülkelerinde kişi başına GSYİH durağan mı? Panel veri analizi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 29(2), 591–601.
- Demirli, A. (2011). Terörizm, psikososyal etkileri ve müdahale modelleri. *Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Dergisi*, 4(35), 66–78.
- Eckstein, Z., & Tsiddon, D. (2004). Macroeconomic consequences of terror: Theory and the case of Israel. *Journal of Monetary Economics*, 51(5), 971–1002.
- Eldor, R., & Melnick, R. (2004). Financial markets and terrorism. *European Journal of Political Economy*, 20(2), 367–386.
- Elmas, B., & Yılmaz, Y. (2019). Türkiye’de 2016 yılında gerçekleştirilen bazı terör saldırılarının hisse getirileri üzerindeki etkisi: BIST’te bir uygulama. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 23(4), 1737–1749.
- Enders, W., & Olson, E. (2012). Measuring the economic costs of terrorism. *The Oxford Handbook of the Economics of Peace and Conflict*, 363–387.
- Erataş, F., & Başçı Nur, H. (2013). Dış borç ve ekonomik büyüme ilişkisi: "Yükselen Piyasa Ekonomileri" örneği. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 35(2), 207–230.
- Erataş, F., Başçı Nur, H., & Özçalık, M. (2013). Feldstein-Horioka bilmecesinin gelişmiş ülke ekonomileri açısından değerlendirilmesi: Panel veri analizi. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(2), 18–33.
- Göçer, İ., Mercan, M., & Hotunluoğlu, H. (2012). Seçilmiş OECD ülkelerinde cari işlemler açığının sürdürülebilirliği: Yatay kesit bağımlılığı altında çoklu yapısal kırılmalı panel veri analizi, *Maliye Dergisi*, (163), 449–467.
- Hepaktan, C. E., & Çınar, S. (2011). OECD Ülkeleri Vergi Sistemi Esnekliğinin Panel Eşbütünleşme Testleri İle Analizi. *Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(2), 133–153.
- Işık, N., & Acar, M. (2006). İmalat sanayi ve tekstil sektörü için Cobb-douglas, Ces ve Translog üretim fonksiyonlarının tahmini. *Selçuk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 6(11), 91–109.
- Johnston, R. B., & Nedelescu, O. M. (2006). The impact of terrorism on financial markets. *Journal of Financial Crime*, 13(1), 7–25.
- Kapetanios, G., Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2011). Panels with nonstationary multifactor error structures. *Journal of Econometrics*, 160(2), 326–348.
- Kaplan, F., & Aktas, A. R. (2016). Petrol bağımlısı ülkelerde reel petrol fiyatlarının reel döviz kuruna etkisi. *Business and Economics Research Journal*, 7(2), 103–113.
- Karabıyık, C., & Dilber, İ. (2016). Gelir Eşitsizliği ve Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları İlişkisi: Panel Veri Analizi. *Journal of Yasar University*, 11(44), 316–325.
- Karolyi, G. A., & Martell, R. (2010). Terrorism and the stock market. *International Review of Applied Financial Issues and Economics*, 2(2), 285–314.
- Kaya, V., & Yılmaz, Ö. (2006). Bölgesel enflasyon bölgesel büyüme ilişkisi: Türkiye için zaman serisi ve panel veri analizleri. *İktisat İşletme ve Finans*, 21(247), 62–78.
- Kennedy, P. (2006). *Ekonometri Kılavuzu* (5 b.) (M. Sarımeşeli, & Ş. Açıkgöz, Çev.) Ankara: Gazi Kitabevi.
- Korkmaz, Ö., Erer, D., & Erer, E. (2017). Terör Olaylarının Finansal Piyasalar Üzerine Etkisi. *Sosyoekonomi*, 25(31), 11–30.
- Küçükaksoy, İ., & Akalın, G. (2017). Fisher Hipotezi’nin panel veri analizi ile test edilmesi: OECD ülkeleri uygulaması. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 35(1), 19–40.
- Mutan, O. C., & Topcu, A. (2009). Türkiye hisse senedi piyasasının 1990-2009 tarihleri arasında yaşanan beklenmedik olaylara tepkisi. *Sermaye Piyasası Kurulu Araştırma Raporu*, Ankara.
- Nazlıoğlu, Ş. (2010). *Makro iktisat politikalarının tarım sektörü üzerindeki etkileri: Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için bir karşılaştırma* (Doktora Tezi). Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kayseri.
- Öztürk, S., & Çelik, K. (2009). Terörizmin Türkiye ekonomisi üzerine etkileri. *Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 1(2), 85–106.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Institute for the Study of Labor*, (IZA Discussion Paper No. 1240), 1–39.
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967–1012.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265–312.
- Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105–127.

- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Econometrics*, 142(1), 50–93.
- Polat, M., & Tatlı, H. (2019). Borsada yatırım ve güven endeksleri ilişkisi: Gelişmiş ülkeler üzerine kırılmalı eşbütünleşme analizi. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(19), 1–21.
- Sandler, T., & Enders, W. (2008). Economic consequences of terrorism in developed and developing countries: An overview. *Terrorism, Economic Development, and Political Openness*, 17, 1–35.
- Swamy, P. A. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 311–323.
- Seki, İ., & Akyıldız, A. (2018). Türkiye’deki terör olaylarının döviz kuru üzerine etkisi: Ekonometrik bir yaklaşım. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 5(8), 76–91.
- Şimşek, T., & Özkaya, Y. (2018). Türkiye’de terörizm ve temel makroekonomik göstergeler arasındaki ilişki. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 17(1), 246–269.
- Uçar, N. (2013). *Doğrusal olmayan panel veri modellerinde eşbütünleşme testleri* (Doktora Tezi). Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193–233.
- Yapraklı, S., & Kaplan, F. (2015). Dışa açıklık ve reel döviz kuru oynaklığı: Yükselen piyasa ekonomilerine ilişkin bir panel veri analizi. *İktisat İşletme ve Finans*, 30(356), 9–28.
- Yıldırım, M. (2018). Hisse senedi piyasasının terörizme karşı duyarlılığı/duyarsızlığı üzerine: Türkiye örneği. *Ege Akademik Bakış Dergisi*, 18(2), 169–178.

Etik Beyanı : Bu çalışmanın tüm hazırlanma süreçlerinde etik kurallara uyulduğunu yazarlar beyan eder. Aksi bir durumun tespiti halinde ÖHÜİBF Dergisinin hiçbir sorumluluğu olmayıp, tüm sorumluluk çalışmanın yazarlarına aittir.

Yazar Katkıları : 1. yazarın katkı oranı: %50, 2. yazarın katkı oranı: %50

Çıkar Beyanı : Yazarlar arasında çıkar çatışması yoktur.

Teşekkür : Yayın sürecine katkı sağlayan hakemlere, editöre ve yardımcı editöre teşekkür ederiz.

Ethics Statement : The authors declare that ethical rules are followed in all preparation processes of this study. In case of detection of a contrary situation, ÖHÜİBF Journal does not have any responsibility and all responsibility belongs to the authors of the study.

Author Contributions : 1st author's contribution rate: 50%, 2nd author's contribution rate: 50%

Conflict of Interest : There is no conflict of interest between the authors.

Acknowledgement : We would like to thank the referees, editor and assistant editor who contributed to the publication process.
