Gönderim Tarihi: 25.11.2017

Kabul Tarihi: 15.11.2018

ÜLKE KREDİ RİSK DÜZEYİ, PETROL FİYATLARI VE TEMEL MAKROEKONOMİK GÖSTERGELERİN HİSSE SENEDİ GETİRİLERİNE ETKİSİ: BIST 100 ÖRNEĞİ

Country Credit Risk Level, Oil Prices and the Main Macroeconomic Indicators
Effect to Stock Returns: Sample of BIST 100

Hikmet AKYOL

Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü
İktisat Politikası ABD Doktora Öğrencisi
hikmetakyol76@gmail.com

ORCID ID: 0000-0001-9119-7416

Nuri BALTACI

Doç. Dr., Gümüşhane Üniversitesi İİBF
İktisat Bölümü
nbaltaci@gmail.com

ORCID ID:0000-0002-7001-2889

Çalışmanın Türü: Araştırma

Öz

Ülke içindeki temel makroekonomik göstergelerin yanında ülkenin kredi risk düzeyini gösteren Kredi Temerrüt takasları (CDS) ve petrol fiyatlarının da hisse senedi getirileri üzerinde ne yönlü bir etkiye sahip oldukları önemli bir araştırma konusudur. Bu araştırmada CDS primleri, petrol fiyatlarının ve seçilmiş makroekonomik değişkenlerin Borsa İstanbul 100 endeksi (BIST100) üzerindeki etkileri incelenmeye çalışılmıştır. Bu amaç doğrultusunda 2006:01 ve 2015:09 aylık dönemli ARDL sınır testi yaklaşımı ile test edilmiştir. Araştırma sonuçlarına göre uzun dönemde CDS primleri, petrol fiyatları, enflasyon oranı, reel faiz oranları, parasal genişleme ve iktisadi büyümenin BIST100 endeksi üzerinde anlamlı etkileri vardır. Uzun dönemde efektif döviz kurundaki değişimlerin ise BIST100 endeksi üzerinde anlamlı herhangi bir etkisi yoktur.

Anahtar Kelimeler: Kredi Temerrüt Takasları, Hisse Senedi Fiyatları, Makroekonomik Değişkenler.

Abstract

In addition to the main macroeconomic indicators in the country, it is also an important research issue that Credit Default Swaps (CDS), which shows the credit risk level of the country, and oil prices have an influence on stock returns. In this paper, the effects of CDS spreads, oil prices and selected macroeconomic variables on the Istanbul Stock Exchange Index (BIST100) were tried to be analysed. For this purpose, it was tested with the cyclical ARDL bound testing approach of 2006: 01 and 2015: 09 months. According to the results of the research, long term CDS spreads, oil prices, inflation rate, real interest rates and monetary expansion have significant effects on BIST100 index of economic growth. Long term effective exchange rate changes have no effect on the BIST100 index.

Keywords: Credit Default Swaps, Stock Prices. Macroeconomic Variables.

1. GİRİŞ

1970'lerde başlayan serbestleşme hareketleri gelişmekte olan ülkelerin finans sistemlerinde ciddi dönüşümlere yol açmış ve bu ülkeler finansal piyasalarını güçlendirmek amacıyla birçok düzenleme yapmışlardır. Bunun sonucu olarak gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasaları çok küçük boyutlu ve sınırlı küresel katılımlı piyasalardan uluslararası sistemde çok önemli roller oynayan geniş piyasalara evrilmiştir (Hassan vd., 2003, s. 64). Aynı zamanda gelişmekte olan ülkelerin ekonomilerinin finans piyasaları ile olan etkileşimini arttırmış ve piyasalardaki işlemlere daha duyarlı hale getirmiştir. Günümüzde bu ülkelerin finans piyasalarında görülen ani oynaklıklar hem bu ülkelerin ekonomilerinde hem de küresel ekonomi üzerinde önemli etkilere yol açmaktadır.

Borsalar, finans piyasaları içerisinde yer alan aktörlerin başında gelmektedir. Bu bağlamda finansal piyasalarda işlem gören hisse senetlerinin fiyatlarını etkileyen makroekonomik değişkenlerin neler olduğu önemli bir tartışma konusudur. Söz konusu makroekonomik değişkenler arasında ön plana çıkan ilk değişken ülkelerin sahip olduğu kredi riskidir. Ülkelerin sahip olduğu kredi riskini ölçmek amacıyla küresel çapta saygınlığa sahip birçok araç bulunmaktadır. CDS (kredi temerrüt takasları) primleri söz konusu araçlar için saygın bir yere sahiptir. Bu araştırmada ülke kredi riskini temsilen CDS primleri kullanılmıştır. Ülke kredi riskinin yanı sıra hisse senetleri fiyatları üzerinde etkili olduğu düşünülen ve ülkeden ziyade küresel piyasalardaki değişimler tarafından fiyatları belirlenen diğer bir değişken ise petrol fiyatlarıdır. Petrolün fiyatlarında görülen değişimlerin veya şokların hisse senetleri üzerindeki etkisinin ne olduğuna dair ciddi araştırmaların yapıldığı gözlenmiştir. CDS primleri ve petrol fiyatları gibi küresel değişkenlerin yanı sıra GSYH, enflasyon, döviz kurları ve parasal taban gibi makroekonomik değişkenlerin de hisse senedi fiyatları üzerinde önemli etkileri vardır. Aynı zamanda politik dalgalanmalar ve büyük toplumsal olaylar da hisse senedi fiyatlarında önemli değişimlere yol açmaktadır.

Bu araştırmada CDS primleri, petrol fiyatları ve seçili makroekonomik değişkenlerin BIST100 endeksi ile uzun dönem ilişkisi içinde olup olmadığı ölçülmek istenmiştir. Araştırma genel olarak üç bölümden oluşmuştur. İlk bölümde araştırma sürecinde hangi değişkenlerin kullanılacağını saptamak amacıyla verilen literatür taraması kısmı bulunmaktadır. Bu doğrultuda söz konusu literatürel araştırmalara değinilmiştir. İkinci bölümde ise araştırmada hangi değişkenlerin kullanıldığı ve bu değişkenlere ilişkin dönem aralığı ile temin edildikleri kaynaklar verilmiştir. Bunun yanı sıra değişkenler arasındaki ilişkinin hangi model ve yöntemler ile test edileceği açıklanmıştır.

Üçüncü bölümde ise uygulanan analiz ve bu analizler neticesinde elde edilen bulgulardan bahsedilmiştir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatür incelendiğinde hisse senetleri fiyatlarını etkileyen makroekonomik değişkenlerin neler olduğu üzerine araştırmacıların on yıllardır kafa yorduğu görülmüştür. Türkiye’de de son yıllarda bu sorunsal üzerine ciddi araştırmalar yapılmıştır. Bu araştırmada hem ulusal alanda hem de uluslararası alanda yapılmış araştırmalar incelenerek araştırmanın metodolojisi bu doğrultuda hazırlanmıştır.

Hisse senedi fiyatlarını etkileyen faktörlerin başında ülke riski gelmektedir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde on yıllardır görülen politik istikrarsızlıklar, ekonomik ve finansal krizler ülke riski kavramını ciddi bir araştırma konusu haline getirmiştir. Günümüzde başta IGRG-PRS, Standart and Poor’s, Fitch, EuroMoney olmak üzere küresel çapta saygınlığı bulunan birçok kuruluşun geliştirdiği ülke riski değişkenleri kullanılarak, bu ülkelerin mevcut risk düzeyi ya da başka bir ifadeyle yatırımcılar açısından güvenilir olup olmadıkları değerlendirilmektedir. Bir ülkenin finansal sisteminin öncül göstergelerinden birisi olan hisse senedi fiyatlarındaki değişim oranları ile ülke riski arasındaki ilişki daha çok ekonomik, finansal ve politik risk unsurları üzerinden araştırılmaktadır. Hassan vd. (2003), 1984-1999 dönemini ve Ortadoğu ile Afrika’daki 10 hisse senedi piyasasını kapsayan araştırmalarında ekonomik, finansal ve politik risklerin hisse senetlerinin oynaklığını ve öngörülebilirliğini önemli derecede belirlediğini tespit etmişlerdir. Yapraklı ve Güngör (2007), 1986:1-2006:12 döneminde İMKB 100 bileşik endeksi üzerine yaptıkları araştırmalarında ekonomik, finansal ve politik riskin hisse senedi fiyatları üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğunu bulmuşlardır. Ayaydın ve Karaaslan (2014), Borsa İstanbul (BİST)’de işlem gören ve bankacılık sektöründe faaliyet gösteren 12 bankaya ait ve 2003:1-2012:4 dönemini kapsayan araştırmalarında ekonomik riskin, politik riskin, finansal riskin ve ülke riskinin hisse senedi fiyatları üzerinde negatif bir etkiye sahip olduklarını göstermişlerdir. Dimonte vd. (1996), 1985-1995 dönemini kapsayan ve gelişmekte olan ülkelerdeki piyasalarda politik riskin etkilerini ölçmeye çalıştıkları araştırmalarında, politik risk değişkeninde yaşanan değişimlerin etkilerinin gelişmekte olan ülkelerde gelişmiş ülkelere kıyasla daha fazla olduğunu tespit etmişlerdir. Araştırmacılar bu bulgudan hareketle söz konusu ülkelerde politik riskin tahmin edilmesi durumunda hisse senedi getirilerinin de tahmin edilebileceğini ileri sürmüşlerdir. Beaulieu vd. (2005), 1990-1996 döneminde Kanada’da hisse senetlerinin oynaklığı üzerinde politik riskin

etkisini inceledikleri araştırmalarında, Quebec'in olası bağımsızlığına bağlı olarak hisse senedi getirilerinin koşullu oynaklığında önemli bir rol oynadığını bulmuşlardır. Fakat araştırmada politik riskin portfolyonun ortalama getirisi ve ya risk primi üzerinde hiçbir etkisi bulunmamıştır.

Bystrom (2005)'in vurguladığı gibi kredi riski nerdeyse bütün finansal aktivitelerde ortaya çıkabildiği için onun doğru bir şekilde ölçülmesi, fiyatlandırılması ve yönetilmesi önemlidir. Kredi riski açısından söz konusu prosedürlerinin uygulanmasında kredi türevleri önemli bir rol oynamaktadır. 1990'lı yıllarda geliştirilen CDS'ler ise kredi türevleri arasında en çok bilinen araçlardır. Bu araçlar Bai vd. (2017)'in vurguladığı gibi 2007-2008 finansal krizinde finansal istikrarsızlığa yol açan yıkım araçları olarak tanımlansa da bir referans varlığın kredibilitesinin doğrudan ve güvenilir bir şekilde ölçülmesinde hala yaygın olarak kullanılmaya devam edilmektedir. Teorik olarak bakıldığında yükselen bir hisse senedi piyasası, hisse senedi ve CDS piyasaları arasında daha zayıf bir geri besleme durumuna neden olmakta ve yüksek getirili firmaların temerrütte düşme ihtimalini azaltmaktadır (Fung vd., 2008:8). Byström (2005), yedi sektörel iTraxx CDS Avrupa endeksi üzerinden günlük kapanış verilerini kullanarak CDS'ler ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelediği araştırmasında, hisse senedi fiyatlarında yaşanan oynaklıkların CDS primleri ile pozitif ilişki içerisinde olabileceğini göstermiştir. Başka bir çalışmada Fung vd. (2008), 2001-2007 döneminde ABD'de borsa endeksi ve CDS primleri ilişkisini inceledikleri araştırmalarında değişkenler arasındaki ileri-geri ilişkinin referans varlığın kredi kalitesine bağlı olduğu tespit edilmiştir. Chan vd. (2009), 2001-2007 döneminde yedi Asya ülkesinde CDS'ler ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi inceledikleri araştırmalarında, söz konusu ülkelerin çoğunluğunda hisse senedi indeksleri ile CDS primleri arasında negatif yönlü ilişki tespit etmişlerdir. Eren ve Başar (2016), 2005:12 – 2014:03 döneminde CDS primleri ile bazı makroekonomik değişkenlerin BIST-100 Endeksi üzerindeki etkilerini inceledikleri araştırmalarında CDS primleri ile dış ticaret dengesi hisse senedi fiyatlarını uzun dönemde pozitif etkilemekte olup, kısa dönemde bu etkinin negatif olduğu tespit edilmiştir. Bunun yanı sıra araştırmacılar sanayi üretim endeksinin etkisinin uzun dönemde negatif, kısa dönemde ise pozitif olduğunu tespit etmişlerdir. Fonseca ve Wang (2016), 2004-2012 arası dönemde CDS'ler ve oynaklık ile borsalar arasındaki ilişkiyi inceledikleri araştırmalarında CDS piyasalarında meydana değişimlerin hisse senedi piyasaları üzerinde önemli bir rol oynadığını tespit etmişlerdir.

Hisse senedi fiyatları üzerinde etkili olan bir diğer makroekonomik

faktör reel aktivitedir. Reel aktivitenin en başat göstergeleri ise iktisadi büyüme/sanayi üretim endeksidir. Madsen vd. (2013)'ün belirttiği gibi Lucas (1978) ve Baker (2005) gibi çalışmalar incelenirse hisse senedi getirileri ile iktisadi büyüme arasındaki uzun dönem ilişkisinin teorik olarak uzun yıllardan beridir kabul edildiği görülebilir. Mouro vd. (2003), çalışmalarında görüldüğü üzere Morck (1990), hisse senedi getirileri ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkiye dair teorik yaklaşımları beş hipotezin çatısı altında toplamıştır. Bunlar sırasıyla; hisse senedi fiyatlarının gelecekteki bütün temettülerinin bugünkü ıskonto edilmiş değerini yansıttığı ve temettü büyümesinin GSYH büyümesi ile ilişkili olduğu varsayımını ileri süren pasif bilgilendirme hipotezi, hisse senedi fiyatlarında meydana gelen değişimlerin yöneticiler için piyasanın gelecekteki ekonomik gelişimine ilişkin beklentiler ilgili bilgi sunduğunu ileri süren doğru aktif bilgilendirme hipotezi, yöneticilerin yatırımlarla ilgili kararlarının hisse senedi fiyatlarında görülen hareketlenmelerden etkilendiğini fakat onların temel makroekonomik değişkenler ile piyasa duyarlılığını gösteren hareketlenmeler arasındaki farkı algılayamadıklarını ileri süren kusurlu aktif bilgilendirme hipotezi, Tobin'in q teorisine dayanan ve hisse senedi fiyatlarının sermayenin ikame maliyetlerine nazaran fazla olduğu durumlarda girişimcilerin borsadaki var olan firmaları satın almaktansa yeni fiziki sermayeye yatırım yaparak faaliyetlerini genişletme ihtimallerinin daha yüksek olduğunu ileri süren finansman hipotezi ve son olarak finansman maliyetleri veya iletilen bilgiye dayalı olmasa bile hisse senedi fiyatlarında görülen değişimlerin yatırımları etkileyebildiğini ileri süren yöneticiler için borsa baskısı hipotezleridir (Morck, 1990:163-168; Mauro vd., 2003:132-133). Hisse senedi fiyatları üzerinde etkili olan diğer makroekonomik değişkenler ise kur değişimleri, faiz oranları, enflasyon, parasal taban ve dış borç oranlarıdır. Atindehou ve Gueyie (2001), 1988-1995 dönemi için Kanada menşeli bankaların hisse senedi getirileri ve döviz kuru riski arasındaki ilişkiyi inceledikleri araştırmada hisse senedi getirilerinin döviz kurlarına karşı duyarlı olduğu gösterilmiştir. Mauro (2003), 1971-1998 yılları arasında gelişmiş/gelişmekte olan 67 ülkede hisse senedi getirisi ve üretim artışını incelediği araştırmada değişkenler arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunmuştur. Tripathi ve Gosh (2012), 1996-2011 dönemi için Hindistan'da 18 ticari bankanın hisse senedi getirilerinin faiz oranlarına karşı duyarlı olup olmadığını test ettikleri araştırmalarında değişkenler arasında zayıf ve negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Alam ve Rashid (2014), 2001-2011 dönemi için Pakistan'da menkul kıymet getirileri ile makroekonomik faktörler arasındaki ilişkiyi sorguladıkları araştırmada enflasyon, para arzı, döviz kurları ve faiz oranlarının hisse

senedi getirileri ile negatif yönlü bir ilişki içerisinde olduğunu, ancak sanayi üretim endeksi ile arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunmuştur. Gregoriou vd. (2015), 2000-2011 döneminde gelişmiş/gelişmekte olan 160 ülkedeki telekomünikasyon şirketlerinin hisse senedi fiyatlarının belirleyicilerini saptamaya çalıştıkları araştırmalarında sermaye artırımını muhasebe maliyetlerinin hisse senedi fiyatları üzerindeki en önemli belirleyiciler olduğunu bulmuşlardır. Ali vd. (2016), 1998-2010 döneminde Afrika ülkelerinde hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenler arasındaki uzun dönem denge ilişkisinin inceledikleri araştırmalarında sanayi üretimi, kur değişimleri, enflasyon ve parasal tabanı ile hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemde ilişki bulunduğunu tespit etmişlerdir. Kotha ve Sahu (2016), 2001-2015 döneminde BSE Sensex ile makroekonomik değişkenler arasındaki kısa/uzun dönem ilişkisini inceledikleri araştırmalarında döviz kuru, enflasyon ve bono faiz oranları ile söz konusu borsa endeksi arasında uzun dönemde ilişki bulunduğunu göstermişlerdir.

Hisse senedi fiyatları üzerinde etkisi olan diğer makroekonomik değişkenler ise petrol ve altın fiyatlarıdır. Bu değişkenlerden bilhassa petrol fiyatlarındaki değişimlerin, hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmalar üzerinde ne gibi bir rolü olduğu sorusu tartışılmaya devam etmektedir. Jones ve Kaul (1996), çeşitli dönem aralıklarında uluslararası hisse senedi piyasalarının petrol şoklarına tepkisinin reel nakit akışları, beklenen getirideki mevcut ve gelecek değişimler tarafından ayarlanıp ayarlanamayacağını ölçtükleri araştırmalarında savaş dönemi sonrasında ABD ve Kanada hisse senedi fiyatlarının petrol şoklarına tepkisinin, bu şokların sadece reel nakit akışları üzerindeki etkisi ile açıklanabildiğini bulmuşlardır.

Araştırma kapsamındaki diğer iki ülke olan İngiltere ve Japonya’da ise petrol fiyatlarındaki gelişmelerin hisse senetleri üzerindeki etkisinin beklenen getiri ve reel nakit akımlarındaki değişimlerinden daha fazla olduğu tespit edilmiştir.

Başka bir araştırmacı olan İşcan (2010), 2001-2009 döneminde petrol fiyatlarının İMKB 100 endeksi üzerindeki etkisini ölçtüğü araştırmasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye ulaşamamıştır. Abdioğlu ve Değirmenci (2014), 2005-2013 döneminde BIST endeksi üzerinden petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi inceledikleri araştırmalarında toplam sınai sektörü, kimya ve tekstil gibi alt sektörleri ile hizmetler sektörü dâhilindeki iletişim sektörüne ilişkin hisse senedi fiyatları ile petrol fiyatları arasında uzun dönemde ilişki olduğunu bulmuşlardır. Büyüksalvarcı ve Abdioğlu (2010), 2001-2010 döneminde İMKB 100

3. YÖNTEM VE VERİ SETİ

Bu araştırmada hisse senedi fiyatları üzerinde etkisi olduğu düşünülen makroekonomik değişkenlere ilişkin olarak 2006:01-2015:09 aylık dönemi incelenmiştir. Bu doğrultuda alınan ilk değişken olan CDS primlerinin 2006-2010 dönemi Longstaff vd. (2011), 2010-2015 dönemi için ise Bloomberg sitesinden temin edilmiştir. Diğer değişkenler olan, Borsa İstanbul 100 endeksi verileri, parasal taban (M2), reel faiz oranları, reel efektif döviz kuru ve sanayi üretim endeksi verileri Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB)'den temin edilmiştir. Tüketici fiyatları (tüfe) verileri ise Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)'den sağlanmıştır. Araştırma kapsamında kullanılan küresel değişkenlerden petrol fiyatları (Brent Petrol) Amerikan Enerji Bakanlığı resmi sitesinden alınmıştır.

Değişken Adı	Açıklama
LN(BIST100)	BIST 100 kapanış verileri
LN(CDS)	5 yıllık CDS verileri
LN(M2)	M2 Parasal Taban
LN(REFDK)	Reel Efektif Döviz Kuru
LN(SU)	Sanayi Üretimi
TUFE	Tüketici Fiyatları
RFO	Reel Faiz Oranı
LN(PF)	Petrol Fiyatları

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

[illegible]

Söz konusu değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişki test edilmeden önce bu değişkenler arasındaki korelasyon ilişkisi incelenmiştir. Tablo 3’de korelasyon matrisi verilmiştir. Tablo incelendiğinde değişkenler arasındaki korelasyon ilişkisinin kabul edilebilir sınırlar içerisinde olduğu görülmektedir. Dolayısıyla değişkenler arasında çoklu doğrusallık problemi söz konusu değildir.

Tablo 3: Korelasyon Matrisi

	LN(BIST100)	LN(CDS)	LN(EFDK)	LN(M2)	LN(PF)	LN(SU)	TUFE	RFO
LN(BIST100)	1.000000							
LN(CDS)	-0.553209	1.000000						
LN(EFDK)	-0.296950	-0.315482	1.000000					
LN(M2)	0.784806	-0.019800	-0.634958	1.000000				
LN(PF)	0.439848	-0.247444	0.007873	0.283949	1.000000			
LN(SU)	0.794923	-0.216646	-0.476101	0.756558	0.487390	1.000000		
TUFE	-0.003156	0.004301	-0.029011	-0.047296	0.067976	-0.006729	1.000000	
RFO	-0.629825	0.229284	0.325380	-0.742231	-0.310110	-0.415880	-0.089151	1.000000

3.2. Yöntem

Bu araştırmada CDS primleri, petrol fiyatları ve seçili makroekonomik değişkenlerin BIST 100 üzerindeki etkisi ölçülmeye çalışılmıştır. Başka bir ifadeyle seçili değişkenlerin hisse senedi fiyatları ile uzun dönemde ilişkili olup olmadığı incelenmiştir.

Zaman serisi analizlerinde dikkat edilmesi gereken ilk husus serilerin durağan olup olmadığıdır. Zira birim köke sahip (durağan olmayan) seriler ile tahmin edilen modeller sahte regresyon riskinin yüksek olması nedeniyle güvenilir kabul edilmemektedir. Bu bakımdan araştırma modeli kurulmadan önce serilerin durağanlık düzeyleri tespit edilir. Seriler aynı derecede durağanlık gösteriyorlarsa, söz konusu seriler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığı Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme testleri incelenir. Ancak serilerin durağanlık düzeyleri farklılık gösteriyorsa Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı uygulanabilir. Bununla birlikte ARDL sınır testi yaklaşımında serilerin $I(0)$ ve $I(1)$ gibi farklı düzeylerde durağan olması şart değildir. Aynı düzeyde durağan olan serilere de bu yaklaşımın uygulanması mümkündür.

Bu araştırmada Tablo 4’te görüldüğü üzere seriler farklı düzeylerde durağanlık içerdikleri için ARDL sınır testi yaklaşımı uygun görülmüştür. Bu yaklaşım için ilk önce kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (Unrestricted Error Correction Model-UECM) tanımlanır. Bu modelin araştırmaya uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Delta LN(BIST100) = & \alpha_0 + \beta_1 LN(BIST100)_{t-1} + \beta_2 LN(CDS)_{t-1} + \beta_3 LN(M2)_{t-1} + \beta_4 LN(REDK)_{t-1} \\ & + \beta_5 LN(SU)_{t-1} + \beta_6 LN(PF)_{t-1} + \beta_7 TUF E_{t-1} + \beta_8 RF_{0t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta LN(BIST100)_t \\ & + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta LN(CDS)_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta LN(M2)_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta LN(REDK)_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta LN(SU)_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p \zeta_i \Delta LN(PF)_{t-1} + \sum_{i=1}^p \eta_i \Delta TUF E_{t-1} + \sum_{i=1}^p \kappa_i \Delta RF_{0t-1} + \varepsilon_t \quad (1) \end{aligned}$$

4. ANALİZ VE BULGULAR

Araştırmada serilerin birim kök içerip içermedikleri Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) testleri ile analiz edilmiştir. Hesaplanan birim kök testleri çerçevesinde kurulan hipotezler aşağıda verilmiştir:

$$H_0: \delta = 0$$

$$H_1: \delta < 0$$

Buradaki sıfır hipotezi serinin durağan olmadığını ileri sürer iken, alternatif hipotez serinin durağan olduğunu öne sürmektedir. Seriler için kurulan sabitli, sabitli ve trendli tahmin edilen birim kök testlerine ilişkin bulgular Tablo 4'te verilmiştir. Tablo incelendiğinde TUF E değişkeninin düzey değerlerinde durağan olduğu yani birim kök içermediği görülmüştür. Başka bir ifadeyle bu değişken için H0 hipotezi reddedilmektedir. SU değişkeni için ise ADF testine göre H0 hipotezi doğrulanırken, PP testine göre reddedilmektedir. Diğer değişkenler için ise H0 hipotezi doğrulanmaktadır. Yani bu değişkenler düzey değerlerinde birim kök içerdikleri için birincil farkları alınarak durağan hale getirilmiştir.

Tablo 4: Birim Kök Testleri Bulguları

	ADF Testi		PP Testi	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
LN(BIST100)				
Sabitli	-1.378839	-8.407714***	-1.406395	-8.396968***
Sabit & Trend	-2.650448	-8.373453***	-2.558194	-8.362263***
LN(CDS)				
Sabitli	-2.793363*	-10.83348***	-2.822455*	-10.84420***
Sabit & Trend	-2.783017	-10.78615***	-2.811195	-10.79583***
RFO				
Sabitli	-1.313250	-10.45607***	-1.267573	-10.45484***
Sabit & Trend	-1.891918	-10.41099***	-1.898704	-10.40791***
LN(EFDK)				
Sabitli	-2.159357	-8.349225***	-1.754837	-8.121311***
Sabit & Trend	-3.216743	-8.335939***	-2.714706	-8.096236***
LN(M2)				
Sabitli	-0.730408	-11.67382***	-0.787244	-11.72208***
Sabit & Trend	-3.379360	-11.64287***	-3.337733*	-11.69231***

LN(PF)				
Sabitli	-2.342875	-7.263943***	-2.036947	-7.228095***
Sabit & Trend	-2.074199	-7.351150***	-1.731698	-7.351150***
LN(SU)				
Sabitli	-0.868939	-2.124978	-3.857150***	-40.48906***
Sabit & Trend	-2.115879	-2.115603	-6.513957***	-42.73617***
TUFE				
Sabitli	-7.807314***	-7.987754***	-15.85237***	-47.39422***
Sabit & Trend	-7.811729***	-7.941253***	-20.63422***	-47.07995***

*p<=0.01, ** p<=0.05, ***p<=0.10

Araştırma kapsamında uygulanan ARDL sınır testi yaklaşımında seçilecek uygun gecikme sayısının belirlenmesi için Akaike (AIC) ve Schwarz-Bayesian (SBC) Bilgi Kriterleri, Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi (B-G) olasılık değerleri ile Ramsey-Reset model kurma testleri dikkate alınmıştır. Bu doğrultuda en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir. Ancak burada dikkat edilmesi gereken husus söz konusu gecikme uzunluğunda otokorelasyon probleminin olmamasıdır. Bunun yanında seçilen gecikme uzunluğunda model kurma sorununun olup olmadığı incelenmelidir. Eğer otokorelasyon ve model kurma sorunları ile karşılaşılırsa bu problemin olmadığı bir sonraki en küçük kritik değer, gecikme uzunluğu olarak kullanılır. Söz konusu test bulguları Tablo 5'te verilmiştir. Tabloda görüldüğü üzere en uygun gecikme uzunluğu 4 seçilmiştir.

Tablo 5: Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

P	AIC	SBC	B-G Testi ^a	Ramsey-Reset Testi
1	-3.525282	-3.240428	0.0370	0.0325
2	-3.525282	-3.240428	0.0370	0.0325
3	-3.522097	-3.090066	0.3562	0.0952
4*	-3.569322	-2.990054	0.7959	0.6002

a; Breusch-Godfrey otokorelasyon testi için gecikme uzunluğu 6 olarak seçilmiştir.

Araştırmada değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunup bulunmadığını saptamak amacıyla F test istatistikleri kullanılmıştır. Bulunan F istatistikleri Pesaran vd. (2001)'deki alt ve üst kritik değerler göz önünde bulundurularak değerlendirilmiştir. Hesaplanan F istatistik değeri, alt kritik değerlerden düşük ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı, üst kritik değerlerden büyükse değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu kabul edilir. Ancak hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değerlerinin arasında ise tespit edilmesi zor bir durum ortaya çıkar. Başka bir ifadeyle eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu dair somut bir cevap verilemez.

Değişkenler arasındaki uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesi amacıyla kurulan ARDL sınır testi modelinin araştırmaya uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta LN(BIST100) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta LN(BIST100)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta LN(CDS)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta LN(M2)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta LN(REDK)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta LN(SU)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \zeta_i \Delta LN(PF)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \eta_i \Delta LTUFE_{t-i} + \sum_{i=1}^p \kappa_i \Delta RFO_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Tablo 6: F Sınır Testi ve Tanısal Test Bulguları

F Sınır Testi				
F istatistik	10.10374	Kritik Sınır Değerleri	I[0]	I[1]
k Değeri	7	%5	2.17	3.21
		%2.5	2.43	3.51
		%1	2.73	3.9
X ² BG [6]	0.514394		AIC	-3.569322
	[0.7959]			
X ² Norm	3.857119		SBC	-2.990054
	[0.145357]			
X ² BPG	0.997014		HQC	-3.334261
	[0.4776]			
X ² R.R.T. [1]	0.525982			
	[0.6002]			

X² BG [6], X² Norm, X² BPG ve X² R.R.T. [1] değerleri sırasıyla otokorelasyon, normallik, varyans ve model kurma hatası testleridir.

Tablo 6 değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini ortaya koyan uzun dönem katsayıları ve F sınır testi istatistikleri verilmiştir. F sınır testi değeri yüzde bir (p<=0.01) anlamlılık düzeyinde belirlenen alt ve üst kritik değerlerin üzerinde olduğu saptanmıştır. Buna göre değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi söz konusudur. ARDL uzun dönem modeli tahmin edilmeden önce otokorelasyon, değişen varyans ve normallik sorunları olup olmadığı en uygun gecikme uzunluğu göz önünde bulundurularak test edilmiştir. Buna göre modelde otokorelasyon ve heteroskedasite (değişen varyans) ile normallik sorunları olmadığı görülmüştür. Tanısal testler ve model kurma testlerine göre kurulan ARDL sınır testi (4,0,4,0,4,1,3,0) modeli uzun dönem katsayıları Tablo 7’de verilmiştir.

Tablo 7: ARDL Sınır Testi (4,0,4,0,4,1,3,0) Modeli Uzun Dönem Katsayıları

Değişken	Katsayısı	Std. Hata	t-İstatistik	Prob.
LN(CDS)	-0.664565	0.097852	-6.791550	0.0000***
LN(EFDK)	-0.532573	0.445695	-1.194927	0.2353
LN(M2)	0.328554	0.146535	2.242148	0.0274**
LN(PF)	-0.273836	0.099382	-2.755382	0.0071***
LN(SU)	0.850125	0.386890	2.197332	0.0306**
TUFE	-0.130644	0.054578	-2.393721	0.0188**

RFO	-0.015432	0.008645	-1.785066	0.0777*
C	5.876662	5.975209	0.983507	0.3280
R ²	0.98712		F İstatistik	372.2614***
D. R ²	0.987054		Wald Testi	26.44063***

*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.10

Model incelendiğinde LN(CDS), LN(PF), TUFİ ve RFO'nın LN(BIST100) üzerindeki etkileri negatif yönlü ve anlamlı olduğu görülmüştür. Diğer açıklayıcı değişkenler olan LN(M2) ve LN(SU) değişkenlerinin ise LN(BIST100) üzerindeki etkileri pozitif yönlü ve anlamlıdır. Ancak LN(EFDK) ile LN(BIST100) arasında anlamlı herhangi bir ilişki saptanmamıştır.

Modelin anlamlılığını ortaya koyan F testi anlamlıdır. Aynı şekilde bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklamada anlamlı olup olmadığını gösteren Wald testi ile model kurma testleri anlamlı çıkmıştır. Açıklayıcı değişkenler bir bütün olarak bağımlı değişkendeki varyasyonların %98'ini açıklamaktadır.

Modelin uzun dönem katsayılarının kararlılığını test etmek için CUSUM ve CUSUM-SQ testleri uygulanmıştır. Testlere göre ARDL uzun dönem tahmini sonucunda saptanan değişken parametreleri kararlıdır. Yani CUSUM ve CUSUM-SQ istatistikleri %1 anlam düzeyinde kritik sınırlar içerisinde olduğu için incelenen dönemde yapısal bir değişme yoktur. Bundan ötürü kukla değişken kullanılmamıştır.

Şekil-1: Uzun Dönem CUSUM ve CUSUM-SQ Testleri

Araştırmada değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisini gösteren ARDL sınır testine dayalı hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$\Delta LN(BIST100)_t = \alpha_0 + \beta_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta LN(BIST100)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta LN(CDS)_t + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta LN(M2)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta LN(REDK)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta LN(SU)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \zeta_i \Delta LN(PF)_t + \sum_{i=1}^p \eta_i \Delta TUFİ_{t-i} + \sum_{i=1}^p \kappa_i \Delta RFO_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

(3) numaralı denklemde ECT_{t-1} değişkeni uzun dönem ilişkisinden

elde edilen hata terimleri serisinin bir gecikmeli değerini göstermektedir. Bu değişkenin katsayısı, kısa dönemde dengede yaşanan sapmaların ne kadarlık kısmının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir. ECT_{t-1} katsayısının istatistiki olarak anlamlı ve işaretinin negatif olması gerekir.

Tablo 8’de ARDL sınır testi (4,1,0,4,1,0,1,0,0) kısa dönem hata düzeltme modeli bulguları verilmiştir. Modelin gecikme uzunluğu oluşturulurken uzun dönem ARDL sınır testi yaklaşımının gecikme uzunluğunun bulunmasında izlenen yöntemler kullanılmıştır. Tablo incelendiğinde ECT_{t-1} katsayısının negatif ve anlamlı olduğu görülmüştür. Buna göre kısa dönemde meydana gelen sapmaların %71’ bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine ulaşılmaktadır. Başka bir ifadeyle kısa dönemde görülen şokların önemli bir bölümü bir dahaki dönemde ortadan kalkmaktadır.

Tablo 8: ARDL Sınır Testi (4,1,0,4,1,0,1,0,0) Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli

Değişken	Katsayısı	Std. Hata	t-İstatistik	Prob.
$\Delta LN(BIST100)_{t-1}$	0.217162	0.107782	2.014823	0.0469**
$\Delta LN(BIST100)_{t-2}$	-0.091248	0.073744	-1.237355	0.2192
$\Delta LN(BIST100)_{t-3}$	0.123677	0.070561	1.752773	0.0831*
$\Delta LN(BIST100)_{t-4}$	0.182740	0.065526	2.788809	0.0065***
$\Delta LN(CDS)$	-0.248569	0.032619	-7.620354	0.0000***
$\Delta LN(CDS)_{t-1}$	-0.082995	0.039777	-2.086495	0.0398**
$\Delta LN(EFDK)$	0.004174	0.002877	1.450910	0.1503
$\Delta LN(M2)$	-1.052713	0.337077	-3.123061	0.0024***
$\Delta LN(M2)_{t-1}$	-0.528052	0.332139	-1.589856	0.1154
$\Delta LN(M2)_{t-2}$	-0.225127	0.335104	-0.671811	0.5034
$\Delta LN(M2)_{t-3}$	-0.256261	0.332335	-0.771094	0.4427
$\Delta LN(M2)_{t-4}$	0.961084	0.317783	3.024342	0.0033***
$\Delta LN(PF)$	0.123459	0.052086	2.370304	0.0199**
$\Delta LN(PF)_{t-1}$	-0.084109	0.053865	-1.561470	0.1220
$\Delta LN(SU)$	-0.046418	0.058582	-0.792370	0.4303
$\Delta TUFE$	-0.005493	0.006830	-0.804188	0.4234
$\Delta TUFE_{t-1}$	-0.006246	0.004347	-1.436753	0.1543
ΔRFO	-0.004613	0.005615	-0.821560	0.4135
ECT_{t-1}	-0.714457	0.167502	-4.265373	0.0000***
R^2	0.697839		AIC	-3.324460
$D. R^2$	0.636728		SBC	-2.852604
$X^2 BG [6]$	1.538290 [0.1759]		HQC	-3.133139
$X^2 Norm$	1.903790 [0.386009]			
$X^2 BPG$	1.579591 [0.0794]			
$X^2 R.R.T. [1]$	0.014892 [0.9882]			

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$

$X^2 BG [6]$, $X^2 Norm$, $X^2 BPG$ ve $X^2 R.R.T. [1]$ değerleri sırasıyla otokorelasyon, normallik, varyans ve model kurma hatası testleridir.

Modelde bağımlı değişken olan $LN(BIST100)$ ’ün bir, üç ve dört gecikmeli değerleri anlamlı ve pozitif yönlüdür. Açıklayıcı değişkenlerden $LN(CDS)$ ’nin ve bu değişkenin bir gecikmeli değerinin $LN(BIST100)$ değişkeni üzerindeki etkisi anlamlı ve negatif yönlüdür. $LN(M2)$ ’in

LN(BIST100) değişkeni üzerindeki etkisi anlamlı ve negatif yönlü iken ve bu değişkenin dört gecikmeli değerinin LN(BIST100) değişkeni üzerindeki etkisi anlamlı ve pozitif yönlüdür. LN(PF) değişkeni kısa dönemde LN(BIST100) değişkeni üzerinde anlamlı ve pozitif yönlü bir etkiye sahiptir. Diğer açıklayıcı değişkenler olan LN(EFDK), LN(SU) ve TÜFE ile RFO'nun kısa dönemde LN(BIST100) üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı görülmüştür. Model kurma testleri anlamlı çıkmıştır. Açıklayıcı değişkenler bir bütün olarak bağımlı değişkendeki varyasyonların %69'unu açıklamaktadır. Modelde otokorelasyon ve heteroskedasite ile normallik sorunları olmadığı görülmüştür.

Modelin kısa dönem katsayılarının kararlılığını test etmek için yine CUSUM ve CUSUM-SQ testleri uygulanmıştır. Testlere göre ARDL kısa dönem tahmini sonucunda saptanan değişken parametreleri kararlıdır. Yani CUSUM ve CUSUM-SQ istatistikleri %1 anlam düzeyinde kritik sınırlar içerisinde olduğu için kısa dönemde yapısal bir değişme yoktur.

Şekil-2:Kısa Dönem CUSUM ve CUSUM-SQ Testleri

5. SONUÇ

Hisse senedi fiyatlarındaki değişimler ekonomik birimler tarafından çok yakından takip edilmektedir. Bu araçlar, şirketlerin ekonomik performansları ve gelecekteki yatırım kararları ya da daha makro düzeyde bir ülkenin ekonomik ve finansal gelişimi gibi birçok iktisadi durum hakkında önemli bilgiler vermektedir. Literatür incelendiğinde hisse senedi fiyatlarında görülen değişimler üzerinde mikroekonomik ve makroekonomik faktörlerin ciddi etkileri olduğu görülmüştür. Ayrıca bir ülkenin sahip olduğu kredi risk düzeyinde ve petrol gibi emtia fiyatlarında görülen değişimler de hisse senedi fiyatlarındaki oynaklığı artırıp/azaltmaktadır. Bu araştırmada ülke kredi riskinin en başat göstergelerinden birisi olan CDS primlerinin ve petrol fiyatlarının yanı sıra seçili makroekonomik göstergelerin hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisinin ne olduğu incelenmeye çalışılmıştır. Bu amaç doğrultusunda uygulanan ARDL sınır

testi yaklaşımına göre uzun dönemde CDS primleri, petrol fiyatları ve enflasyon oranı ile reel faiz oranlarının hisse senedi fiyatları üzerinde negatif yönlü ve anlamlı etkileri olduğu tespit edilmiştir. Buna göre Türkiye'nin sahip olduğu kredi risk düzeyinin azalması hisse senedi getirilerini olumlu etkilemektedir. Başka bir ifadeyle ülkenin kredi risk düzeyinin düşük olması hisse senedi getirilerinin ve buna bağlı olarak yatırım kararlarının ve tasarruf miktarlarının da artmasını sağlamaktadır. Bu önemli bir bulgudur. Zira bir ülkenin dışardaki istikrar durumunu gösteren CDS primlerinde meydana gelen değişimlerin ülkenin ekonomik yapısını nasıl etkileyebileceği bir bakıma görülmüştür. Dolayısıyla Türkiye'de ekonomik otoritelerin, kredi risk algısını olumlu etkileyecek politikalar yürütmesi ülkenin dış âlemdeki kredibilitesini pozitif yönde arttıracaktır. Buna bağlı olarak ise ülkenin kredi risk düzeyi düşecek ve yatırım miktarı artacaktır.

Benzer şekilde hisse senedi fiyatları ile reel faiz oranları arasında ters yönlü bir ilişki bulunmuştur. Bu bulgu ekonomik teoriye uygundur. Buna göre faiz oranları arttığı zaman ekonomik birimler ellerindeki hisse senetlerini elden çıkarmaktadırlar. Araştırma bulgularına göre petrol fiyatları ve enflasyon oranlarında görülen artışlar hisse senedi getirilerini olumsuz etkilemektedir. Özellikle enflasyonist dönemlerde hisse senetlerinin reel getirisi düştüğü için bu araçlara olan talepte ve dolayısıyla yatırım ile tasarruf oranlarında gerileme olmaktadır. Bu durum fiyat istikrarını para otoritelerinin en temel amaçları arasına yerleştirmelerinde önemli rol oynamaktadır. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde enflasyon oranlarının yüksek olması özelde hisse senedi getirilerini genelde makroekonomik yapıyı olumsuz etkilemektedir. Bunun yanında Türkiye önemli ölçüde petrol ithalatçısı bir ülke olduğu için, sanayide önemli bir girdi kalemi oluşturan bu enerji kaynağının maliyetinin artması uzun dönemde hisse senedi getirilerini olumsuz etkilemektedir. Bu bakımdan girdi maliyetlerini düşürecek biçimde alternatif enerji kaynaklarına yönelmesi önemlidir. Özellikle son yıllarda Türkiye'de Nükleer enerji santralleri ve hidroelektrik santralleri ile rüzgâr enerjisinin kullanılmasına yönelik ciddi proje ve yatırımların artması, enerjide petrol bağımlılığının azaltılması konusunda önemli bir adımdır.

Araştırma bulgularına göre parasal genişleme ve iktisadi büyüme değişkenleri hisse senedi fiyatlarını olumlu etkilemektedir. Bu bulgu ekonomik teoriye uygundur. Zira özellikle bir ülkenin ekonomik performansını yansıtmada önde gelen göstergelerden birisi olan iktisadi büyüme oranlarının artması söz konusu ülkedeki refah düzeyini arttıracığı için buna bağlı olarak hisse senetlerine olan talep artmaktadır. Ancak uzun dönemde efektif döviz kurlarındaki değişimlerin hisse senedi getirileri

üzerinde herhangi bir etkisi olmadığı görülmüştür. Bununla birlikte ileride yapılacak daha geniş kapsamlı araştırmalarda efektif döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki daha açık bir şekilde ortaya konulabilir.

Kısa dönem hata düzeltme modeli anlamlı ve negatif yönlü bulunmuştur. Buna göre kısa dönemde meydana gelen şokların önemli bir bölümü (%71) bir dahaki dönemde ortadan kalkmakta ve uzun dönem dengesi sağlanmaktadır.

6. KAYNAKLAR

- Abidoğlu, Z., & Değirmenci, N. (2014). Petrol fiyatları-hisse senedi fiyatları ilişkisi: BİST sektörel analizi. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(8), 1-24.
- Alam, Z. & Rashid, K. (2014). Time series analysis of the relationship between macroeconomic factors and the stock market returns in Pakistan. *Journal of Yasar University*, 9(36) 6261 – 6380.
- Atindehou, R. B. & Gueyie, J. P. (2001). Canadian chartered banks' stock returns and exchange rate risk. *Management Decision*, 39(4), 285-295.
- Ayaydın, H. & Karaaslan, İ. (2014). Ülke riskinin hisse senedi fiyatlarına etkisi: Türk bankacılık sektöründe bir araştırma. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Elektronik Dergisi*, 10, 1-28.
- Bai, X., Hu, N., Liu, L. & Zhu, L. (2017). Credit derivatives and stock return synchronicity. *Journal of Financial Stability*, 28, 79-90. Doi:10.1016/j.jfs.2016.12.006
- Baker, D., DeLong, J. B. & Krugman, P.R. (2005). Asset returns and economic growth. *Papers on Economic Activity*, 1, 289-315.
- Bealieu, M. C., Cosset, J.C. & Essaddam, N. (2005). The impact of political risk on the volatility of stock returns: The case of Canada. *Journal of International Business Studies*, 36(6), 701-718.
- <http://www.bloomberght.com/>
- Büyüksalvarcı, A. & Abidoğlu, H. (2010). The causal relationship between stock prices and macroeconomic variables: A case study for Turkey. *International Journal of Economic Perspectives*, 4(4), 601-610.
- Byström, H. (2005). Credit default swaps and equity prices: The Itraxx CDS index market. *Working Papers*, 24, Lund University, Department of Economics, revised, 1-14.
- Chan, K. C., Fung, H. G. & Zhang, G. (2009). On the relationship between Asian credit default SWAP and equity markets. *Journal of Asia Business Studies*, 4(1), 3 – 12.
- Dimonte, R. L., Liew, J. M. & Stevens, R. L. (1996). Political risk in emerging and developed markets. *Financial Analysts Journal*, 52(3), 71-76.
- <https://www.eia.gov/>
- Engle, R. F. & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica. Journal of the*

- Econometric Society*, 55(2), 251-276.
- Eren, M. & Başar, S. (2016). Makroekonomik faktörler ve kredi temerrüt takaslarının BIST-100 endeksi üzerindeki etkisi: ARDL yaklaşımı. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 3(3), 567-589.
- Fonseca, J. D. & Peiming, W. (2016). A joint analysis of market indexes in credit default SWAP, volatility and stock markets. *Applied Economics*, 48(19), 1767-1784. doi:10.1080/00036846.2015.1109036
- Fung, H.G., Sierra, G. E., Yau, J. & Zhang, G. (2008). Are the U.S. stock market and credit default SWAP market related? Evidence from the CDX indices. *The Journal of Alternative Investments*, 11(1), 1-46.
- Gregoriou, A., Healy, J. & Gupta, J. (2015). Determinants of telecommunication stock prices. *Journal of Economic Studies*, 42(4), 534 – 548. doi: 10.1108/JES-06-2013-0080
- Hassan, M. K., Maroney, N. C., El-Sady, H. M. & Telfah, A. (2003). Country risk and stock market volatility, predictability, and diversification in the Middle East and Africa. *Economic Systems*, 27, 63–82. doi: 10.1016/S0939-3625(03)00017-7
- İşcan, E. (2010). Petrol fiyatının hisse senedi piyasası üzerindeki etkisi. *Maliye Dergisi*, 158, 607-617.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Jones, C. M & Kul, G. (1996). Oil and the stock markets. *The Journal Of Finance*, 51(2), 463-491. doi: 10.2307/2329368
- Kotha, K. K. & Sahu, B. (2016). Macroeconomic factors and the Indian stock market: Exploring long and short run relationships. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(3), 1081-1091.
- Longstaff, F. A., Pan, J., Pedersen, L. H. & Singleton, K. J. (2011). How sovereign is sovereign credit risk?. *American Economic Journal*, 1-31.
- Lucas, R. E. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, 46(6), 1429-1445.
- Morck, R., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1990). The stock market and investment: Is the market a shadow?. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 157-215.
- Mauro, P. (2003). Stock returns and output growth in emerging and advanced economies. *Journal of Development Economics*, 71, 129– 153.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. doi: 10.1002/jae.616
- Shawtari, F. A., Salem, M. A., Hussain, H. I., Hawariyuni, W. & Thabet, O. A. (2016). Long run relationship between macroeconomic indicators and stock price: The case of South Africa. *Journal of Internet Banking and Commerce*, 21(S2), 1-16.
- <http://www.tcmb.gov.tr/> (Erişim Tarihi:15 Eylül 2017)

<http://www.tuik.gov.tr/> (Erişim Tarihi: 15 Eylül 2017)

Tripathi, V. & Ghosh, R. (2012). Interest rate sensitivity of banking stock returns in India. *International Journal of Financial Management*, 2(4), 10-20.

Yapraklı, S. & Güngör, B. (2007). Ülke riskinin hisse senetleri fiyatlarına etkisi: İMKB 100 endeksi üzerine bir araştırma. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 62, 2, 200-218.