

ARDL ve NARDL Eş Bütünleşme Modelleri ile Tüketici Güven Endeksi ve Borsa Endeksleri Analizi¹

Sonay Akar²

Gizel Busem Sayıl³

Özet

21. yüzyılın küresel oluşumlarından olan BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Kore) ülkelerinin temel alındığı çalışmada Tüketici Güven Endeksi ile borsa endekslerinin getirileri arasında eş bütünleşik bir ilişki olup olmadığının incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç perspektifinde 2004Q1:2023Q2 dönemlerini kapsayan üç aylık frekansta tüketici güven endeksleri ve borsa endekslerinin getirileri kullanılmıştır. İki gösterge arasındaki ilişkiler Simetrik Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (ARDL) ve Simetrik olmayan Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (NARDL) eş bütünleşme testleri kullanılarak araştırılmıştır. Eş bütünleşme testleri sonucunda ARDL testinde yalnızca Brezilya tüm diagnostik testlerden başarılı bulunmuş, elde edilen uzun ve kısa dönem katsayı tahmin sonuçlarının güvenilir olduğuna kanaat getirilmiştir. Tüketici güveni tüketicilerin tüketim kanalı üzerinden ekonomiye ilişkin gelecekteki durumuna yönelik algı ve tepkileri hakkında önemli bilgiler vermektedir. Dolayısıyla Brezilya'da tüketici güveni ile borsa getirileri arasında simetrik eş bütünleşik ilişkinin ortaya çıkması borsa endeksinin tüketici güvenine yönelik davranış ve tutumları şekillendirmede etkili olduğunu göstermektedir.

1 Bu çalışma Erzincan Binali Yıldırım Üniversitesi tarafından 18-20 Eylül 2025 tarihinde çevrimiçi (online) olarak düzenlenen 12. Uluslararası Muhasebe ve Finans Araştırmaları Kongresi'nde özeti sözlü olarak sunulan ve özet bildiri kitapçığında özeti basılan bildiriden türetilerek hazırlanmıştır.

2 Dr., tsonay61@gmail.com, ORCID ID: 0000-0002-7707-3465

3 Dr., Avrasya Üniversitesi, gizelbusem.sayil@avrasya.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-1421-374X

1. Giriş

Finansal piyasalar ile reel ekonomi arasındaki karşılıklı etkileşim, finans literatüründe en sık tartışılan konularından biridir. Bu etkileşimin en önemli unsurlarından biri, bireylerin ve hane halklarının ekonomik beklentilerini yansıtan tüketici güven endeksi ile sermaye piyasalarında borsa getirileri arasındaki ilişkidir. Tüketici güven endeksi, tüketicilerin mevcut ekonomik koşullar ve geleceğe dair beklentileri hakkındaki algılarını ölçerken; borsa getirileri yatırımcıların risk iştahını, piyasa beklentilerini ve finansal varlıkların değerlendirme sürecini ortaya koymaktadır. Dolayısıyla her iki gösterge de ekonomik aktörlerin güven, risk ve beklenti odaklı davranışlarını yansıtmakta; birbirlerini etkileme potansiyeli taşımaktadır.

Tüketici güven endeksi ile borsa endeksleri arasındaki ilişki davranışsal finans literatüründe karşılık bulmaktadır. Yatırımcıların iştahı hisse senedi ve diğer yatırım araçlarının fiyatlarını balon oluşturacak şekilde yükseltebileceği gibi, güven kaybı da sert şekilde düşürebilmektedir. Bu çerçevede, piyasaların yalnızca rasyonel beklentiler ve makroekonomik göstergelerle değil, aynı zamanda güven, korku, iyimserlik ve panik gibi psikolojik faktörlerle de şekillendiğini ortaya koyulmaktadır (Shiller, 2000; De Bondt ve Thaler, 1995). Yatırımcılar, ekonominin kötüleşeceğini düşündüklerinde satış pozisyonu alarak borsaların değer kaybetmesine yol açabilecekleri gibi, hisse piyasasında olumlu seyir karşısında geleceğe yönelik iyimser tutum sergileyebilmektedir (Chen, 2011: 226). Bu iyimserlik, ekonomik koşulların iyileşeceği yönünde bir beklenti yaratarak tüm ekonomik birimlerin tüketim davranışlarını etkileyebilmektedir (Jansen ve Nahujs, 2003: 90). Küreselleşme ve finansal krizlerin etkisiyle, bu konunun önemi daha da artırmıştır. Özellikle 2008 finansal krizi ve Covid-19 pandemisi gibi yakın geçmişte tüm piyasaları etkileyen gelişmeler, finansal piyasalarda ciddi dalgalanmalara yol açmış ve tüketicilerin güvenini azaltarak bu konuyu daha dikkat çekici hale getirmiştir. Bu küresel gelişmeler, farklı ekonomik yapıya sahip ülkelerde tüketici güveni ve borsa getirilerinin etkileşimini incelemeyi önemli kılmaktadır. BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika) ülkeleri bu bağlamda önemli bir araştırma alanı sunmaktadır. BRICS ülkeleri, yüksek büyüme potansiyeli ve dalgalı piyasaları ile öne çıkmakta ve bu yönüyle özgün bir yapı sergilemektedir. Dolayısıyla çalışma tüketici güveni ile borsa getirileri arasındaki ilişkinin farklı ekonomik, finansal ve kurumsal yapılarda nasıl şekillendiğini ortaya koymak açısından önemlidir. Bu bağlamda, çalışmanın amacı, BRICS ülkelerinde tüketici güven endeksi ile borsa getirileri arasındaki ilişkiyi karşılaştırmalı olarak incelemektir. Bu kapsamda, 2004Q1-2023Q2 döneminde üçer aylık bazda tüketici güvenindeki değişimlerin borsa getirilerini etkileyip etkilemediği, araştırılmaktadır. Böylelikle çalışmanın ilgili finans literatürüne katkı sağlaması

ve politika yapıcılara finansal piyasalarda güven temelli dalgalanmaların öngörülmesi noktasında yol göstermesi beklenmektedir. Bu amaçla ele alınan çalışma, giriş bölümünü takiben ikinci bölümde literatür özetini, üçüncü bölümde veri seti ve yöntemleri, dördüncü bölümde elde edilen bulguları ve beşinci bölümde sonuç ve önerileri içerecek şekilde yapılandırılmıştır.

2. Literatür İncelemesi

Tüketici güven endeksi (TGE) ile borsa endeks getirileri arasındaki ilişki, literatürde uzun süredir tartışılan ve güncelliğini koruyan bir alandır. Bu tartışmanın dinamik yapısı, tüketici güveni ve yatırımcı algısının evrensel olmayışı, ülke, dönem ve piyasa koşullarına göre değişkenlik göstermesinden kaynaklanmaktadır. Ampirik çalışmalar, genellikle bu ilişkinin çift yönlü olabileceğini ortaya koymaktadır. Hisse senedi getirileri çoğu zaman tüketici güvenini etkilerken, tüketici güvenindeki değişimler de özellikle kısa vadede hisse senedi getirileri üzerinde belirleyici olabilmektedir (Otoo, 1999; Fisher ve Statman, 2003). Tüketicilerin yükselen piyasaları gelecekteki ekonomik performansın bir işareti olarak değerlendirmeleri sonucunda, çeşitli ülkelerde çalışmalarda hisse senedi getirilerinin tüketici güveninde değişimlere yol açtığı sıkça gözlemlenmiştir. Araştırmanın bu bölümünde, önceki araştırmaların bir bölümünün bulguları gelişmiş ve gelişmekte olan ülke örnekleri üzerinden özetlenerek, çalışmanın dayandığı temeller sunulmaktadır. İlgili literatürde önemli bir ampirik analiz Acemoğlu ve Scott (1994), tarafından İngiltere verileri kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Bu çalışma, tüketim davranışlarının yalnızca kalıcı gelire dayalı ve öngörülemez olduğunu varsayan klasik rasyonel beklentiler yaklaşımını test etmiş ve tüketim kararlarının yalnızca rasyonel beklentilerle değil, aynı zamanda güven ve beklenti gibi davranışsal unsurlarla da şekillendiğini ortaya koymuştur.

Jansen ve Nahuis (2003), 1986–2001 yılları arasında Avrupa’da bulunan 11 ülkede hisse senedi piyasası ile tüketici güveni arasındaki ilişkiyi kısa dönemli olarak incelemiştir, 9 ülkede hisse getirileri ile tüketici güveni değişimleri arasında pozitif bir ilişki olduğunu ortaya koymuşlardır.

Lemmon ve Portniaguina (2006), 1956–2002 dönemine ait veriler üzerinde regresyon analizi yaparak tüketici güven endeksi ile düşük primli hisse senetleri arasındaki ilişkiyi incelemiş ve güven endeksinin getiriler üzerinde açıklayıcı güce sahip olduğunu ortaya koymuşlardır.

Chen (2011), 1969-2007 yıllarında aylık veriler kullanarak, ABD borsasında tüketici güveni ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çeşitli test sonuçları, hisse senedi getirileri ile tüketici güveni arasında asimetric bir bağlantının varlığına dair güçlü kanıtlar ortaya koymuştur.

Ciner (2014), geniş bir dönem ve örneklem kullanarak, Ocak 1978-Eylül 2010 döneminde tüketici güveni ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Michigan CSI ve Conference Board CCI verileri ile S&P 500, Nasdaq Composite ve S&P SmallCap 600 endeksleri kullanılan çalışmada, tüketici güveni ve hisse getirileri arasında zamanla değişen bir ilişki söz konusudur. Bulgulara göre, yüksek tüketici güveni kısa vadede hisse getirilerini artırırken, orta vadede özellikle küçük ölçekli firmalar için negatif getirilerle ilişkilidir.

Vietnam borsasında yapılan bir çalışmada tüketici güveni ile hisse senedi endeksi arasındaki ilişki Covid-19 salgını bağlamında incelenmiştir. Çalışma, tüketici güveni ile hisse senedi endeksi arasında güçlü ve pozitif yönde bir ilişki bulunduğunu, Covid-19'un bu ilişkiyi anlamlı biçimde etkilemediğini ortaya koymuştur (Trang ve Nga, 2023).

Harper ve Jin (2024), Michigan Üniversitesi Tüketici Duyarlılık Endeksi (UMCSI) ile S&P 500 Endeksi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. S&P 500'deki geçmiş değerlerin, tüketici güvenindeki değişimler hakkında öngörü sağlayabildiğini ortaya koymuştur. Benzer bir çalışma Rakotondramaro (2016) tarafından finansal krizin ardından, 2007–2013 dönemi için gerçekleştirilmiş, hisse senedi fiyatlarından tüketici güvenine doğru nedensellik olduğu sonucuna varmıştır.

Gelişmekte olan ülkeleri ele alan çalışmaların da sıklıkla benzer bulgulara ulaştığı görülmektedir. Barghouthi vd. (2017), çalışmalarında, 1992–2016 döneminde Çin'de tüketici güveni ile sektör bazlı borsa getirileri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sonuçlar, sektör getirilerinin tüketici güvenliğini etkilediğini göstermektedir.

Benzer şekilde, Lu ve Bouraoui (2024), Çin'de tüketici güvenliğini etkileyen faktörlerini inceledikleri çalışmada, 2008-2023 döneminde faiz oranı, Çin Yuanı / ABD Doları kuru ve kamu harcamalarını bağımsız değişken olarak ele almışlardır. Analiz sonuçları, kısa vadede bu değişkenlerin tüketici güveni üzerinde anlamlı bir etkisi olmazken, uzun vadede kamu harcamaları ile Çin Tüketici Güven Endeksi arasında anlamlı ve pozitif yönde bir ilişki olduğunu göstermiştir.

Gaspar ve Jiaming (2023) tarafından yürütülen çalışma, 2007–2021 döneminde dünya genelindeki tüketici güven endekslerindeki değişimler ile Avrupa, ABD yanı sıra Çin borsa performansları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Bulgular, Avrupa ve ABD'de hisse senedi getirileri ile tüketici güveni değişimleri arasında iki yönlü Granger nedensellik olduğunu gösterirken, Çin borsasında

ilişki tüketici güveninden hisse senedi getirilerine olmak üzere tek yönlü olduğunu göstermiştir.

BRICS ülkeleri ve Türkiye'yi inceleyen Bayraktaroğlu ve Kaya (2021), belirli değişkenlerin hisse senedi piyasaları üzerindeki etkilerini panel veri metodolojisini kullanılarak analiz etmişlerdir. Elde ettikleri bulgular incelendiğinde; korku endeksi ve döviz kuru borsa endeksini negatif yönde etkilerken, özgürlük endeksi pozitif yönde etki yarattığı görülmektedir. Tüketici güven endeksi ile borsa endeksi arasında ise anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

Wu vd., (2025), Çin A-Share piyasasında e-ticaret tüketici yorumlarının hisse senedi getirilerini nasıl etkilediğini incelemek amacıyla, 18 milyondan fazla yorum analiz etmiş ve olumsuz tüketici eğilimlerinin hisse getirileri üzerinde negatif etkisi olduğunu göstermiştir.

Türkiye'de yapılan incelemelerde; Kandır (2006), 2002-2005 döneminde regresyon analizi kullanılarak, CNBC-E tüketici güven endeksi ile 28 mali sektör şirketinin hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Sonuçlar, tüketici güven endeksinin çoğunlukla mali sektör pay senetleri için önemli bir faktör olduğunu göstermiştir.

Topuz (2011), 2004:01-2009:01 döneminde tüketici güven endeksi ve İMKB 100 arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Granger nedensellik testi ile elde edilen sonuçlar, hisse senetlerinden tüketici güvenine doğru tek yönlü ilişkiyi ortaya koymuştur.

Kale ve Akkaya (2012) çalışmalarında tüketici güveni ve reel sektör güveni ile beş farklı borsa endeksi arasındaki ilişkiyi VAR modelleriyle incelemiştir. Sonuçlar, tüketici güveninin borsa getirilerini etkilemediğini, ancak borsa getirilerinin tüketici güvenini olumlu etkilediğini göstermiştir. Reel sektör güveni ile borsa getirileri arasında ise çift yönlü nedensellik bulunmaktadır.

Eyüboğlu ve Eyüpoğlu (2018), 2006-2016 döneminde aylık veriler yardımıyla tüketici güven endeksi ve Borsa İstanbul'da işlem gören 18 endeks arasındaki ilişkiyi ARDL modeli ile incelemiştir. Analizler, tüketici güven endeksi ile tüm endeksler arasında uzun dönem ilişki olduğunu göstermiştir.

Çilingir (2021), 2011-2019 dönemine ait BİST 100 endeksi ile inşaat, perakende ve hizmet sektörü güven endeksleri arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi ile incelemiştir; BİST-100 endeksinden sektör güven endekslerine doğru tek yönlü ve anlamlı bir ilişki olduğunu tespit etmiştir.

Huseynli (2022), 2012:01-2022:06 döneminde Granger nedensellik testleri yardımıyla, Tüketici Güven Endeksi ile BIST 50 ve BIST Elektrik

endeksleri arasındaki ilişki incelemiştir. Bulgular, BIST 50 endeksi ile BIST Elektrik endeksi arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisini göstermiştir.

Tüketici güveni ile borsa getirileri arasındaki ilişkinin sıklıkla çift yönlü olduğu görülmektedir. Hisse senedi piyasalarında getiriler genellikle tüketici güveninde değişimlere yol açarken, tüketici güveni de özellikle durgunluk dönemlerinde piyasaları etkilemektedir. Bu ilişkinin gücü ve yönü, piyasa koşullarına, bölgeye ve yönetim faktörlerine bağlı değişiklik gösterebilmektedir.

Bu çalışmanın amacı, BRICS ülkelerinde Tüketici Güven Endeksi (TGE) ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelemektir. Araştırma, yatırımcı duyarlılığını temsil eden TGE ve ilgili ülkelerin borsa endeksleri kullanılarak TGE'nin borsa getirileri üzerindeki etkilerini karşılaştırmalı olarak ortaya koymayı hedeflemektedir.

3. Araştırmanın Parametreleri, Model Spesifikasyonu ve Ampirik Metodoloji

3.1. Araştırmanın Parametreleri

Çalışmada BRICS ülkelerinde TGE ile borsa endekslerinin getirileri arasındaki ilişkinin belirlenmesi piyasalardaki volatilitenin olduğu dönemlerde tüketici güvenini sağlayacak düzenlemeleri tasarlamada faydalı olabilecektir. 2004Q1:2023Q2 dönemlerini kapsayan çeyreklik veriler kullanılmıştır. Bu bağlamda elde edilecek bulgular, gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalar arasındaki farklılıkların anlaşılmasına ve yatırımcı davranışlarının değerlendirilmesine katkı sağlayacaktır.

Tablo 1: Değişkenlere Yönelik Açıklayıcı Bilgiler

Değişken	Açıklama	Veri Dönüşüm Formülü	Veri Kaynağı
Borsa Endeks	Ülkelerin seçili borsa endekslerinin kapanış fiyatları	$R_{Endekst} = \frac{P_{Endekst} - P_{Endekst-1}}{P_{Endekst-1}}$	https://tr.investing.com/ (2025)
Tüketici Güven Endeksi	Mevsimsel olarak düzeltilmiş tüketici güven endeksi ham verileri	-	Amerikan St Louis FED bünyesindeki Federal Reserve Economic Data (FRED)

Araştırmada ortaya çıkan kısıtlar sıralandığında;

- İlk kısıt Hindistan'ın TGE verilerine erişilemediği için bu ülke araştırmaya dahil edilememiştir.

- İkinci kısıt araştırmanın çalışma grubunda yer alan ülkelerin aylık frekanslarıyla çalışılmak istenmiş ancak Rusya ve Güney Afrika'nın verileri üçer aylık frekansta olduğu için çalışma analizi de üçer aylık frekanslar dahilinde yapılmıştır. Aylık bazda olan ülkelerin üç aylık serilerin hesaplanmasında ortalama değerler kullanılmıştır.
- Üçüncü kısıt Rusya'nın TGE ilgili verilerine son erişim yılının 2023 olmasından dolayı araştırmanın bitiş tarihi 2023Q2 olarak belirlenmiştir.

Tablo 2: Ülkelerin Seçili Borsa Endeksleri

Ülke Grup Adı	Ülke	Endeks Adı
BRICS	BREZİLYA	BOVESPA
	RUSYA	MOEX RUSSIA INDEX
	ÇİN	SHANGHAI
	GÜNEY AFRİKA	FTSE JSE

3.2. Model Spesifikasyonu ve Ampirik Metodoloji: ARDL ve NARDL Yaklaşımı

3.2.1. ARDL Yaklaşımı

Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in oluşturduğu ARDL (gecikmesi dağıtılmış otoregresif) eşbütünleşme modeliyle değişkenlerin durağanlık düzeylerini dikkate almadan analizler gerçekleştirilebilmektedir. Bu testin konvansiyonel eş bütünleşme testlerinden farkı farklı derecelerde durağanlaşan seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin araştırılmasında kullanılabilmesinden kaynaklanmaktadır (Narayan ve Smyth, 2005, s. 102). Düzeyde ve birinci farkta durağanlaşan seriler arasındaki eş bütünleşmenin incelenmesinde ARDL yaklaşımı kullanılabilir. Ardından Shin, Yu ve Greenwood-Nimmo (2014) ARDL modelinin asimetrik ilişkileri inceleyecek şekilde geliştirmişlerdir. Çünkü ARDL modeli bağımsız değişkende ortaya çıkan artış ve azalışların bağımlı değişken üzerindeki etkisinin benzer olduğunu kabul etmektedir. NARDL modeli ise bağımsız değişkende pozitif veya negatif şokların bağımlı değişken üzerindeki etkisinin farklı olabileceğini varsaymaktadır (Göksu ve Balkı, 2023, s. 78). Bu testler hem uzun hem kısa dönemi ele alınmasını sağlayarak farklı düzeyde durağanlaşan seriler arasında eş bütünleşmenin incelenmesini olanak tanımaktadır. Küçük örneklerde de tutarlı sonuçlar verebilmektedirler (Manogaran ve Sek, 2017, s. 4; Akçağlayan ve Gemicioğlu, 2020, s. 8). Bu yüzden çalışmada hem simetrik hem de asimetrik etkilerinin incelenmesi

öngörüldüğü için iki eş bütünleşme testi kullanılmıştır. Eş bütünleşme ilişkisinin gösterildiği ARDL denklemi aşağıda yer alan denklem (1)'de oluşturulmuştur.

$$\Delta Bors_a = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_1 \Delta Bors_a_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_2 \Delta TGE_{t-i} + \beta_3 \Delta Bors_a_{t-1} + \beta_4 \Delta TGE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklem (1)'de yer alan Borsa bağımlı değişkeni, TGE bağımsız değişkeni, Δ serilerin birinci farklarını, m gecikme uzunluğunu göstermektedir. Bilgi kriterleri doğrultusunda belirlenen gecikme uzunluğuyla model tahmini yapılmaktadır. Modelin gecikme uzunluğu belirlendikten sonra WALD testi ile F istatistiği hesaplanmaktadır. F istatistiği hesaplanan üst kritik değerden yüksekse H_0 hipotezi reddedilir. Modelde eş bütünleşme ilişkisi olup olmadığı belirlendikten sonra uzun dönemli ilişki araştırılmaktadır. Uzun dönemli ilişki denklem (2)'de gösterilen modelde oluşturulmuştur.

$$Bors_a = \beta_0 + \sum_{i=0}^{\varphi} \beta_1 Bors_a_{t-i} + \sum_{i=0}^{\omega} \beta_2 TGE_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Yukarıda yer alan denklem (2)'de φ bağımlı değişkenin gecikme uzunluğu, ω bağımsız değişkenin gecikme uzunluğunu göstermektedir. Uzun dönemli ilişkiler incelenirken WALD testi ile uzun dönemli katsayılar hesaplanmaktadır.

Uzun dönemli ilişkiler incelendikten sonra kısa dönemli ilişkilerin belirlenmesinde hata düzeltme modeli oluşturulmaktadır. Hata düzeltme modeli denklem (3)'te gösterilmektedir. Uzun dönemli ARDL denkleminde uzun dönemli ilişkilerin artıklarından oluşan hata düzeltme (ECT) terimi ilave edilmektedir.

$$\Delta Bors_a = \beta_0 + \sum_{i=1}^{\varphi} \beta_{1i} \Delta Bors_a_{t-i} + \sum_{i=0}^{\omega} \beta_{2i} \Delta TGE_{t-i} + \alpha ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

3.2.2. NARDL yaklaşımı

Pesaran vd., (2001) tarafından geliştirilen NARDL modeli doğrusal ARDL modelinin daha kapsamlı bir formu olmakla birlikte bu eş bütünleşme modeli doğrusal olmayan asimetriyi ve model eş bütünleşmesini tek bir denklemde bir araya getirmektedir. Küçük örneklem için uygun olan NARDL eş bütünleşme modeli diğer eş bütünleşme modellerinden farklı olarak düzeyde, birinci farkta

veya her iki entegrasyonun değişik kombinasyonlarında kullanılabilir (Arize, vd, 2017, s. 318).

Çalışmada serilerin birim köklü olup olmadıklarının incelenmesinde ADF gibi standart durağanlık testlerine ek olarak yapısal kırılmaları inceleyen kırılmalı durağanlık testler de uygulanabilmektedir. Çalışmanın temel amacı TGE ile Borsa endeksleri arasındaki bir ilişki var mı varsa bu ilişkinin simetrik yoksa asimetrik mi olup olmadığını incelemektir. Çalışmada kullanılan tüm değişkenler arasındaki doğrusal regresyon model aşağıdaki denklem (4)'te gösterilmiştir:

$$Borsa_t = \beta_0 + \beta_1 TGE_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Yukarıda yer alan modelde $Borsa_t$ t dönemde borsa kapanış fiyatlarını, TGE_t t dönemdeki TGE'yi, β_0 sabit terimi, β_1 katsayıları, ε_t hata terimini temsil etmektedir. NARDL modeli ARDL modelinin genişletilmiş bir versiyonu olduğu için yukarıdaki denklemi ARDL prosedürüne göre uzun ve kısa dönem dinamiklerini yakalayabilmek için hata düzeltme modeline göre yeniden düzenlenmek gerekmektedir. ARDL formunun hata düzeltme modeli aşağıdaki denklem (5) ve denklem (6)'da gösterilmektedir.

$$\Delta Borsa_t = \mu + \sum_{i=1}^{p-1} \hat{\partial}_1 \Delta Borsa_{t-i} + \sum_{i=0}^{\hat{n}-1} \hat{\partial}_2 \Delta TGE_{t-i} + \alpha_1 Borsa_{t-1} + \alpha_2 TGE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta Borsa_t = \mu + \sum_{i=1}^{p-1} P_1 \Delta Borsa_{t-i} + \sum_{i=0}^{\hat{n}-1} P_2 \Delta TGE_{t-i} + \gamma_0 ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Yukarıdaki ARDL modeli denklem (5) ve denklem (6)'da Δ simgesi farkı, i gecikmeli değerleri, $P_1 \rightarrow P_2$, $\hat{\partial}_1 \rightarrow \hat{\partial}_2$ kısa dönem katsayıları, $\alpha_1 \rightarrow \alpha_2$ uzun dönem katsayıları ε_t hata terimini göstermektedir. Denklemde gösterildiği üzere eş bütünleşme ilişkisi F testi ile sınanmaktadır. H_0 hipotezi $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$ şeklinde sınanmaktadır. Pesaran vd. (2001) tarafından önerilen alt sınır ve üst sınır kriter değerleri önerdiği için F istatistiğinin tahmin edilen değeri üst sınırdan yüksekse H_0 hipotezi reddedilir.

NARDL yönteminde modele dahil edilen değişkenlerin koentegrasyonunda aynı düzeyde entegré olmasına gerek duyulmamaktadır. Ancak NARDL tekniği değişkenlerin serilerinin I(2) olduğu durumda uygulanamadığı için serilerin birim köklü olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir (Arize, vd, 2017, s. 318). Çalışma modelinde TGE iki kısma bölünmekte ilk kısımda TGE pozitif şokları, ikinci kısım TGE'deki negatif şokları yakalamaktadır. Doğrusal

olmayan NARDL denklemlerini yakalayabilmek için TGE_t yerine aşağıdaki denklemler (7) ve (8)'de yer alan TGE_t^+ ve TGE_t^- kullanılmaktadır:

$$TGE_t^+ = \sum_{m=1}^t \Delta TGE_t^+ = \sum_{m=1}^t \max(\Delta TGE_t, 0) \quad (7)$$

$$TGE_t^- = \sum_{m=1}^t \Delta TGE_t^- = \sum_{m=1}^t \min(\Delta TGE_t, 0) \quad (8)$$

Model tahmini yapıldıktan sonra denklem (9) ve (10)'da TGE'nin Borsa getirisi üzerindeki kısa vadeli $\frac{\partial_2^+}{\partial_1} = \partial_2^- / \partial_1$ ve uzun vadeli $\frac{\alpha_2^+}{\partial_1} = \alpha_2^- / \partial_1$ etkisini belirleyebilmekte WALD testi uygulanmaktadır.

$$\Delta Borsat_t = \mu + \sum_{i=1}^{p-1} \hat{\partial}_i \Delta Borsat_{t-i} + \sum_{i=0}^{\hat{n}-1} \hat{\partial}_2^+ \Delta TGE_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{\hat{n}-1} \hat{\partial}_2^- \Delta TGE_{t-i}^- + \alpha_1 Borsat_{t-1} + \alpha_2^+ TGE_{t-1} + \alpha_2^- TGE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta Borsat_t = \mu + \sum_{i=1}^{p-1} P_1 \Delta Borsat_{t-i} + \sum_{i=0}^{\hat{n}-1} P_2^+ \Delta TGE_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{\hat{n}-1} P_2^- \Delta TGE_{t-i}^- + \gamma_0 ECT_{T-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Tahmini yapılan modelin bulgularının geçerliliği tanısal testlerden geçmesine bağlıdır. Bu bağlamda model normallik, otokorelasyon, değişen varyans, spesifikasyon testi ve katsayıların istikrarlılığı testlerinden geçmesi gerekmektedir. Modelde hata terimlerinin normalliğinin test edilmesi amacıyla Jarque-Bera testi uygulanmıştır. Hata terimleri arasındaki ilişkinin incelenmesinde otokorelasyon testi olarak Breusch-Godfrey LM testi kullanılmıştır. Modelin sabit varyanslı olup olmaması önemli bir aşamadır. Sabit varyanslılık hata terimi varyansının bağımsız değişkenlerde meydana gelen değişikliklerden etkilenmemesi olarak ifade edilebilmektedir. Tahmini yapılan modellerde tanımlama hatası olup olmadığının incelenmesi için Ramsey Reset testi uygulanmış ve bu testle model kurma hatası olup olmadığı sınanmıştır. Tahmin edilen katsayıların istikrarlılığının araştırılmasında ise Brown vd. (1975) önerdiği CUSUM ve CUSUMSQ testi kullanılmıştır.

4. Ampirik Bulgular

Çalışmada yer alan ülkelerin serilerinin tanımlayıcı istatistiklerine Tablo 3'te yer verilmiştir. Bu istatistikler incelendiğinde ülkelere ait piyasa endekslerinin yatırımcılara pozitif ortalama getiriler sağladığı görülmektedir. Oynaklık açısından incelendiğinde ise en fazla oynaklığa sahip ülke ve değişken Güney

Afrika ve TGE değişkeniyken, en düşük oynaklığa sahip ülke ve değişken ise Brezilya ve BORSA olduğu görülmektedir. Ortalama değeri negatif olan ülke ve değişken ise Rusya ve TGE'dir.

Tablo 3: Frekans Değerleri

Ülke	Değişken	Ortalama	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera	Gözlem
BREZİLYA	TGE	128.1239	16.19754	-0.31414	2.40877	2.418981	78
	BORSA	0.027144	0.100428	-0.52020	3.805584	5.627050	78
RUSYA	TGE	-3397756.	2166.856	-0.54867	2.512226	4.686838	78
	BORSA	5.29E+08	1.89E+09	4.49767	22.13419	1452.859	78
ÇİN	TGE	101.5636	8.491867	-0.15850	3.013093	0.327164	78
	BORSA	9.22E+08	2.67E+09	2.84159	9.266728	232.6041	78
GÜNEY AFRİKA	TGE	14.74359	333.4062	-0.03704	2.401324	1.182677	78
	BORSA	5.84E+08	1.93E+09	4.45908	21.87600	1416.470	78

Standart ADF test sonuçlarının yer aldığı Tablo 4 incelendiğinde TGE değişkeni Brezilya ve Çin %1 anlamlılık seviyesinde sabitli, sabitli ve trendli modelde 1. farkta, Rusya ve Güney Afrika sabitli, sabitli ve trendli modelde düzeyde durağandır. ADF test sonuçları BORSA değişkeni açısından incelendiğinde BORSA değişkeni tüm ülkelerde %1 anlamlılık seviyesinde sabitli, sabitli ve trendli modelde düzeyde durağandır.

Tablo 4: Standart ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Ülke Grubu	Ülke	Değişken	Model	Düzye		1. fark		
				ADF test ist	Olasılık değeri	ADF test ist	Olasılık değeri	
BRICS	BREZİLYA	TGE	Sabitli	-1.943306	0.3111	-8.470552*	0.0000*	
			Sabitli ve Trendli	-2.409443	0.3719	-8.417502*	0.0000*	
		BORSA	Sabitli	-7.490512*	0.0000*	-10.20531	0.0001*	
			Sabitli ve Trendli	-7.515757*	0.0000*	-10.13178*	0.0000*	
		RUSYA	TGE	Sabitli	-2.962959**	0.0430**	-8.474123*	0.0000*
			Sabitli ve Trendli	-3.420272***	0.0561***	-8.418084*	0.0000*	
	ÇİN	BORSA	Sabitli	-9.390518	0.0000	-8.723801	0.0000*	
			Sabitli ve Trendli	-9.552414	0.0000	-8.663489	0.0000*	
		TGE	Sabitli	-1.570015	0.4930	-8.079711	0.0000*	
			Sabitli ve Trendli	-1.422396	0.8467	-8.121987	0.0000*	
		GÜNEY AFRİKA	BORSA	Sabitli	-9.041866	0.0000	-9.072059	0.0000*
			Sabitli ve Trendli	-8.966876	0.0000	-9.101563	0.0000*	
GÜNEY AFRİKA	TGE	Sabitli	-2.700046	0.0786***	-11.27438	0.0001*		
		Sabitli ve Trendli	-4.967444	0.0006*	-11.20012	0.0000*		
	BORSA	Sabitli	-9.496392	0.0000*	-8.946439	0.0000*		
		Sabitli ve Trendli	-9.439940	0.0000*	-8.885768	0.0000*		

Not: *%1, **%5, ***%10 anlamlılığı göstermektedir.

Konvansiyonel birim kök testlerinden biri olan Standart ADF testi yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Çalışmada yanıltıcı sonuçlar elde edilmemesi adına yapısal kırılmaları dikkate alan Ziwot-Andrews (1992) yapısal kırılmalı birim kök testinin yapılması uygun görülmüştür. Değişkenlerde yapısal kırılma olup olmadığını inceleyen Ziwot-Andrews (1992) testinde A-B-C olmak üzere üç model kullanılmaktadır. Model A düzeyde ve tek kırılmayı, Model B eğimde tek kırılmayı, Model C ise eğimde ve düzeyde tek kırılmayı göstermektedir. Ziwot-Andrews (1992) test sonuçlarının gösterildiği Tablo 5 incelendiğinde; TGE değişkeninin Brezilya ve Rusya'da A ve C olmak üzere iki modelde Çin'de A, B ve C olmak üzere üç modelde de 1. farkta hesaplanan test istatistiklerinin değeri kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olduğu, bu yüzden değişkenin 1. farkta durağanlaştığı belirlenmiştir. TGE değişkeninin kırılma

zamanlarına bakıldığında Brezilya için Model A-B-C'de sırasıyla kırılma zamanı 2016Q1, 2015Q1 ve 2016Q1; Rusya için 2016Q2, 2009Q1 ve 2009Q3; Çin için 2020Q1, 2019Q2 ve 2016Q3 olarak gerçekleşmiştir. Güney Afrika'da TGE değişkeninin üç model için de düzeyde hesaplanan test istatistiklerinin değeri kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olduğu, bu yüzden değişkenin düzeyde durağan olduğu belirlenmiştir. Güney Afrika'nın Model A-B-C'de sırasıyla kırılma zamanı ise 2018Q1, 2019Q1 ve 2018Q1 olarak gerçekleşmiştir. Buna karşın Borsa değişkeninin tüm ülkelerde (Brezilya, Rusya, Çin ve Güney Afrika) her üç model (A, B, ve C) içinde düzeyde hesaplanan test istatistiklerinin değeri kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olduğu, bu yüzden değişkenin tüm ülkelerde düzeyde durağan olduğu belirlenmiştir. BORSA değişkeninin kırılma zamanları ise Brezilya için Model A-B-C'de sırasıyla 2016Q2, 2011Q4 ve 2016Q2; Rusya için 2017Q4, 2020Q2 ve 2017Q4; Çin için 2020Q2, 2019Q4 ve 2019Q3; Güney Afrika için 2010Q2, 2018Q4 ve 2018Q3 olarak gerçekleşmiştir.

Tablo 5: Zivot- Andrews(1992) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Ülke	Değişken ve düzey	Model	Kırılma Zamanı	T İstatistiği	Kritik Değerler		
					%1	%5	%10
Brezilya	TGE I(O)	A	2014Q2	-3.916842	-5.34	-4.93	-4.58
	TGE I(O)	B	-	-	-	-	-
	TGE I(O)	C	2014Q1	-3.583422	-5.57	-5.08	-4.82
	TGE I(I)	A	2016Q1	-9.02073	-5.34	-4.93	-4.58
	TGE I(I)	B	2015Q1	-8.633413	-4.80	-4.42	-4.11
	TGE I(I)	C	2016Q1	-8.998158	-5.57	-5.08	-4.82
	BORSA I(0)	A	2016Q2	-7.885168	-5.34	-4.93	-4.58
	BORSA I(0)	B	2011Q4	-7.190600	-4.80	-4.42	-4.11
	BORSA I(0)	C	2016Q2	-7.835719	-5.57	-5.08	-4.82
Rusya	TGE I(O)	A	2014Q4	-4.140493	-5.34	-4.93	-4.58
	TGE I(O)	B	-	-	-	-	-
	TGE I(O)	C	2008Q4	4.291966	-5.57	-5.08	-4.82
	TGE I(I)	A	2016Q2	-6.379116	-5.34	-4.93	-4.58
	TGE I(I)	B	2009Q1	-6.224893	-4.80	-4.42	-4.11
	TGE I(I)	C	2009Q3	-6.746779	-5.57	-5.08	-4.82
	BORSA I(0)	A	2017Q4	-9.829153	-5.34	-4.93	-4.58
	BORSA I(0)	B	2020Q2	-9.571486	-4.80	-4.42	-4.11
	BORSA I(0)	C	2017Q4	-9.904501	-5.57	-5.08	-4.82

Çin	TGE I(0)	A	2016Q3	-2.142275	-5.34	-4.93	-4.58
	TGE I(0)	B	2020Q2	-2.730588	-4.80	-4.42	-4.11
	TGE I(0)	C	2017Q3	-3.138978	-5.57	-5.08	-4.82
	TGE I(1)	A	2020Q1	-8.573616	-5.34	-4.93	-4.58
	TGE I(1)	B	2019Q2	-9.669891	-4.80	-4.42	-4.11
	TGE I(1)	C	2016Q3	-8.868586	-5.57	-5.08	-4.82
	BORSA I(0)	A	2020Q2	-9.682628	-5.34	-4.93	-4.58
	BORSA I(0)	B	2019Q4	-10.26798	-4.80	-4.42	-4.11
	BORSA I(0)	C	2019Q3	-10.19194	-5.57	-5.08	-4.82
Güney Afrika	TGE I(0)	A	2018Q1	-5.504051	-5.34	-4.93	-4.58
	TGE I(0)	B	2019Q1	-5.049121	-4.80	-4.42	-4.11
	TGE I(0)	C	2018Q1	-6.568693	-5.57	-5.08	-4.82
	BORSA I(0)	A	2010Q2	-9.799774	-5.34	-4.93	-4.58
	BORSA I(0)	B	2018Q4	-9.6722395	-4.80	-4.42	-4.11
	BORSA I(0)	C	2018Q3	-9.931725	-5.57	-5.08	-4.82

Not: I(0) değişkenlerin düzey değerlerini gösterirken, I(1) değişkenlerin 1.farkını göstermektedir.

4.1. Brezilya

Tablo 6'da Panel A ve Panel B'de bulunan ARDL ve NARDL sınır testinde ortaya çıkan uzun dönem katsayı sonuçlarına göre F istatistiğinin değeri sırasıyla (45.3036) ve (32.18089) olduğu hesaplanmıştır. Elde edilen bu sonuçlar (45.3036) ve (32.18089) alt ve üst sınır I(0) ve I(1) ile karşılaştırıldığında modelin asıl gözlem değeri olan 77 ve 76'ya en yakın 75 gözlem değeri için üst sınır I(1)'de %1 anlamlılık düzeyindeki kritik değerden mutlak değer olarak (8.3) ve (6.6) yüksektir. Dolayısıyla F istatistiği sonuçlarına göre model belirlenen anlamlılık düzeyinde ARDL sonucuna göre simetrik yani doğrusal olarak eş bütünleşik, NARDL sonucuna göre de model belirlenen anlamlılık düzeyinde asimetrik yani doğrusal olmayan bir şekilde eş bütünleşiktir. Bu sonuç değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini göstermektedir.

Tablo 6: ARDL ve NARDL Sınır Testi

PANEL A: ARDL			
K	F İstatistiği	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
1	45.34036	%1	%1
		7.225	8.3
		%5	%5
		5.14	5.92
		%10	%10
		4.15	4.885
Panel B: NARDL			
K	F İstatistiği	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
2	32.18089	%1	%1
		5.513	6.86
		%5	%5
		3.983	5.06
		%10	%10
		3.277	4.243

Tablo 7'de gösterilen ARDL (1, 1) olarak belirlenen model Akaike (AIC) bilgi kriteri dikkate alınarak oluşturulmuştur. Uzun dönem katsayı sonuçlarına göre TGE değişkeninin olasılık değeri $0.46 > 0.10$ olarak hesaplandığı için anlamsız bulunmuştur. Anlamsız bulunan TGE değişkeninin katsayısı negatiftir. Kısa dönem katsayı sonuçlarına göre hata düzeltme terimi katsayısı ECT (-1) -0.970649 negatif olup olasılık değeri $0.00 < 0.01$ 'dir. Hata düzeltme terim katsayısının negatif ve anlamlı olması modelin eş bütünlük olduğunu göstermektedir. TGE değişkeni Borsa üzerinde anlamlı ve pozitif yönde etkiye sahiptir. Jarque-Bera test sonucu 0.88 olup olasılık değeri $0.64 > 0.10$ olduğu için model normal dağılıma sahiptir. Breusch-Godfrey LM test değeri 0.31 olup olasılık değerinin $0.7294 > 0.10$ olduğu için modelde otokorelasyon probleminin olmadığı belirlenmiştir. Modelde varyanslılık durumunun araştırılmasında Breusch-Pagan-Godfrey ve ARCH testi olmak üzere iki test kullanılmıştır. Breusch-Pagan-Godfrey test değeri 0.85 olup olasılık değeri $0.47 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. Diğer bir test olan ARCH testinin sonucu 0.48 , olasılık değeri $0.48 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. İki testinde olasılık değeri 0.10 'dan büyük hesaplandığı için modelde değişen varyans sorununun olmadığı kabul edilmiştir. Ramsey RESET test değeri 0.07 , olasılık değeri

0.93 > 0.10 olduğu için model kurulumunda bir hata görülmemektedir. CUSUM ve CUSUMSQ testlerin grafiklerinin %95 güven aralığında istenilen sınırlar içinde olduğu için katsayılar istikrarlı kabul edilmiştir.

Tablo 7: ARDL Model Tahmin Sonuçları

PANEL A: Uzun Dönemli Katsayılar (1, 1)				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	Olasılık Değeri
TGE	-0.000490	0.000664	0-.737894	0.4629
Panel B: Kısa Dönemli Katsayılar ARDL (1, 1)				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	Olasılık Değeri
C	0.086316	0.013484	6.401330	0.0000
Δ (TGE)	0.006913	0.001446	4.780727	0.0000
ECT(-1)*	-0.970649	0.101240	-9.587645	0.0000
Panel C: Tamam Testler				
Normallik : Jarque Bera	Breusch- Godfrey LM	Breusch- Pagan-Godfrey ARCH Testi	Ramsey RESET Testi	CUSUM- CUSUMSQ
0.884620 (0.642550)	0.316964 (0.7294)	0.851257 (0.4704) 0.482353 (0.4895)	0.079836 (0.9366)	CUSUM: İstikrarlı CUSUMSQ: İstikrarlı

Tablo 8'de gösterilen NARDL modelinin uzun dönem katsayı sonuçları incelendiğinde TGE⁺ ve TGE⁻ değişkenlerinin olasılık değeri sırasıyla $0.04 < 0.05$ 0.10 ve $0.07 < 0.10$ olduğu için değişkenler anlamlı bulunmuştur. Anlamlı bulunan değişkenlerin katsayıları negatiftir. Uzun dönem asimetrik ilişkilerin incelendiği WALD testi sonuçlarına göre olasılık değeri $0.03 < 0.05$ olduğu için anlamlıdır. Dolayısıyla TGE'nin Borsa ile arasındaki ilişkinin asimetrik olduğu belirlenmiştir. WALD test istatistiğinin katsayısı negatiftir. Uzun dönemde TGE değişkenindeki düşüş ve yükselişler arasında asimetrik bir ilişki vardır. TGE'deki yükselişlerin Borsa üzerindeki etkisiyle TGE'deki azalışların Borsa üzerindeki etkisi uzun dönemde aynı değildir. Kısa dönem asimetrik ilişkilerin incelendiği WALD testi sonuçlarına göre olasılık değeri $0.51 > 0.10$ olduğu için TGE ile Borsa arasındaki ilişki asimetrik değil simetriktir. WALD

test istatistiğinin katsayısı pozitifdir. Jarque-Bera test sonucu 2.27, olasılık değeri $0.32 > 0.10$ olduğu için model normal dağılıma uygun kabul edilmektedir. Breusch-Godfrey LM test değeri 0.95 olup olasılık değerinin $0.38 > 0.10$ olduğu için modelde otokorelasyon probleminin olmadığı belirlenmiştir. Modelde değişen varyans probleminin olup olmadığını araştırılmasında Breusch-Pagan-Godfrey ve ARCH testi olmak üzere iki test kullanılmıştır. Breusch-Pagan-Godfrey test değeri 2.70 olup olasılık değeri $0.02 < 0.05$ olarak hesaplanmıştır. Diğer bir test olan ARCH testinin değeri 1.44 olup olasılık değeri $0.23 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. ARCH testinin olasılık değeri 0.10'dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorununun olmadığı kabul edilmiştir. Ramsey RESET test değeri 3.17, olasılık değeri $0.01 < 0.05$ olduğu için model kurma hatası bulunmaktadır. CUSUM ve CUSUMSQ test grafiklerinin %95 güven aralığında belirlenen limitler içinde bulunduğu için katsayılar istikrarlı kabul edilmiştir. Sonuç olarak Brezilya için oluşturulan NARDL modeli Ramsey reset tanısıl testinden geçemediği için modelde asimetrik ilişki belirlenememiştir.

Tablo 8: NARDL Model Tahmin Sonuçları

PANEL A: Uzun Dönem Katsayılar (1, 1, 1)				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	Olasılık Değeri
TGE ⁺	-0.001887	0.000918	-2.056033	0.0435
TGE ⁻	-0.001377	0.000775	-1.777875	0.0798
Panel B: Uzun Dönem Asimetrik İlişki (WALD Testi)				
	t istatistiği	Olasılık Değeri	F İstatistiği	Olasılık Değeri
	-2.157647	0.0344	4.655439	0.0344
Panel C: Kısa Dönem Asimetrik İlişki (WALD Testi)				
	t istatistiği	Olasılık Değeri	F İstatistiği	Olasılık Değeri
	0.651471	0.5169	0.424414	0.5169
Panel C: Tanısal Testler				
Normallik Testi: Jarque Bera	Breusch-Godfrey LM	Breusch-Pagan-Godfrey ARCH Testi	Ramset RESET Testi	CUSUM CUSUMSQ
2.271462 (0.321187)	0.958367 (0.3886)	2.702293 (0.0273) 1.441521 (0.2338)	6.171755 (0.0154)**	CUSUM: İstikrarlı CUSUMSQ: İstikrarlı

4.2. Rusya

Tablo 9'da Panel A' ve Panel B'de bulunan ARDL ve NARDL sınır testinin uzun dönem katsayı sonuçlarına göre F istatistiğinin değeri sırasıyla (43.65024) ve (30.15487) olduğu hesaplanmıştır. Elde edilen bu sonuçlar (43.65024) ve (30.15487) I(0) ve I(1) ile karşılaştırıldığında modelin gözlem değeri olan 77 ve 77'ye en yakın 75 gözlem değeri için üst sınır olan I(1)'de %1 anlamlılık düzeyindeki değerden mutlak değer olarak (8.3) ve (6.86) yüksektir. Dolayısıyla F istatistiği sonuçlarına göre model belirlenen anlamlılık düzeyinde ARDL sonucuna göre simetrik yani doğrusal olarak eş bütünleşik NARDL sonucuna göre de model belirlenen anlamlılık düzeyinde asimetric yani doğrusal olmayan bir şekilde eş bütünleşiktir. Bu sonuç değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini göstermektedir.

Tablo 9: ARDL ve NARDL Sınır Testi

PANEL A: ARDL			
K	F İstatistiği	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
1	43.65024	%1	%1
		7.225	8.3
		%5	%5
		5.14	5.92
		%10	%10
		4.15	4.885
Panel B: NARDL			
K	F İstatistiği	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
2	30.15487	%1	%1
		5.513	6.86
		%5	%5
		3.983	5.06
		%10	%10
		3.277	4.243

Tablo 10'da gösterilen ARDL (1, 0) olarak belirlenen model AIC bilgi kriteri dikkate alınarak oluşturulmuştur. Uzun dönem katsayı sonuçlarına göre TGE değişkeninin olasılık değeri $0.71 > 0.10$ olduğu için anlamlı bulunamamıştır. Anlamlı bulunamayan TGE değişkeninin katsayısı negatiftir. Kısa dönem katsayı sonuçlarına göre hata düzeltme terimi katsayısı $ECT(-1) -1.07932$ negatif olup

olasılık değeri $0.00 < 0.05$ 'dir. Hata düzeltme terim katsayısının negatif ve anlamlı olması modelin eş bütünlük olduğunu göstermektedir. Modelde kısa dönem katsayıları veri yapısı nedeniyle hesaplanamamıştır. Jarque-Bera test sonucu 1380.230 olup olasılık değeri $0.00 < 0.10$ olduğu için model normal dağılıma sahip değildir. Breusch-Godfrey LM test değeri 0.44 olup olasılık değerinin $0.6425 > 0.10$ olduğu için modelde otokorelasyon probleminin olmadığı belirlenmiştir. Modelde varyanslılık durumunun araştırılmasında Breusch-Pagan-Godfrey ve ARCH testi olmak üzere iki test kullanılmıştır. Breusch-Pagan-Godfrey test değeri 0.14 olup olasılık değeri $0.86 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. Diğer bir test olan ARCH test sonucu 0.13 olup olasılık değeri $0.71 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. İki testinde olasılık değeri 0.10'dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorununun olmadığı kabul edilmiştir. Ramsey RESET test değeri 0.70, olasılık değeri $0.48 > 0.10$ olduğu için model tanımlamada bir hata bulunmamaktadır. CUSUM grafiklerinin %95 güven aralığında istenilen sınırlar içinde olduğu için katsayılar istikrarlı kabul edilirken, CUSUMSQ grafiği %95 güven aralığında belirtilen limitler dahilinde olmadığı için katsayılar istikrarsız bulunmuştur. Model normal dağılıma sahip olmamakla birlikte katsayıları istikrarlı bulunamamıştır.

Tablo 10: ARDL Model Tahmin Sonuçları

PANEL A: Uzun Dönem Katsayılar (1, 0)				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	Olasılık Değeri
TGE	-34402.22	93733.94	-0.367020	0.7147
Panel B: Kısa Dönemli Katsayılar (1, 0)				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	Olasılık Değeri
C	4.51E+08	2.22E+08	0.000000	0.0000*
ECT(-1)*	-1.079232	0.114734	-9.406392	0.0000*
Panel C: Tamsal Testler				
Normallik : Jarque Bera	Breusch-Godfrey LM	Breusch-Pagan-Godfrey ARCH Testleri	Ramsey RESET Testi	CUSUM ve CUSUMSQ
1380.230 (0.0000)	0.445117 (0.6425)	0.144619 (0.8656) 0.13944 (0.7102)	0.706538 (0.4821)	CUSUM: İstikrarlı CUSUMSQ: İstikrarlı değil

Tablo 11'de gösterilen NARDL (1, 0, 0) olarak belirlenen model AIC kriteri dikkate alınarak oluşturulmuştur. NARDL oluşturulan modelin uzun dönem katsayı sonuçları incelendiğinde TGE⁺ ve TGE⁻ değişkenlerinin olasılık değeri sırasıyla $0.55 > 0.10$ ve $0.71 > 0.10$ olduğu için değişkenler anlamlı bulunamamıştır. Anlamlı bulunamayan değişkenlerin katsayıları pozitifdir. Uzun dönem asimetrik ilişkilerin incelendiği WALD testi sonuçlarına göre olasılık değeri $0.16 > 0.10$ olduğu için anlamsızdır. Dolayısıyla TGE'nin Borsa ile arasındaki ilişkinin simetrik olduğu belirlenmiştir. WALD test istatistiğinin katsayısı pozitifdir. Uzun dönemde TGE değişkenindeki düşüş ve yükselişler arasında simetrik bir ilişki vardır. Dolayısıyla TGE'deki yükselişlerin Borsa üzerindeki etkisiyle oluşturduğu TGE'deki azalışların Borsa üzerindeki etkisi uzun dönemde aynıdır. Kısa dönem asimetrik ilişkilerin incelendiği WALD testine ilişkin istatistikler model veri yapısı gereği hesaplanamamıştır. Modelde Jarque-Bera test sonucu 1174.909, olasılık değeri $0.0000 < 0.01$ olduğu için model normal dağılıma sahip değildir. Breusch-Godfrey LM test değeri 0.50 olup olasılık değerinin $0.60 > 0.10$ olduğu için modelde otokorelasyon probleminin olmadığı belirlenmiştir. Modelde değişen varyans probleminin olup olmadığı araştırılmasında Breusch-Pagan-Godfrey ve ARCH testi olmak üzere iki test kullanılmıştır. Breusch-Pagan-Godfrey test değeri 1.14 olup olasılık değeri $0.33 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. Diğer bir test olan ARCH testinin değeri 0.12 olup olasılık değeri $0.72 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. Her iki testin olasılık değeri 0.10'dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorununun olmadığı kabul edilmiştir. Ramsey RESET test değeri 0.29, olasılık değeri $0.58 > 0.10$ olduğu için model kurma hatası bulunmamaktadır. CUSUM ve CUSUMSQ test grafiklerinin %95 güven aralığında belirlenen limitler içinde bulunduğu için katsayılar istikrarlı kabul edilmiştir. Sonuç olarak Rusya için oluşturulan NARDL modeli Ramsey RESET tanısal testinden geçemediği için modelde asimetrik ilişki belirlenememiştir. CUSUM grafiklerinin %95 güven aralığında belirtilen dahilinde olduğu için katsayılar istikrarlı kabul edilirken, CUSUMSQ grafiği %95 güven aralığında belirtilen limitler dahilinde olmadığı için katsayılar istikrarsızdır. Model normal dağılıma sahip olmamakla birlikte katsayıları istikrarlı bulunamamıştır.

Tablo 11: NARDL Model Tahmin Sonuçları

PANEL A: Uzun Dönem Katsayılar (1, 0, 0)				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	Olasılık Değeri
TGE ⁺	68323.32	114334.3	0.597575	0.5520
TGE ⁻	37036.80	102433.3	0.361570	0.7187
Panel B: Uzun Dönem Asimetrik İlişki (WALD Testi)				
	t istatistiği	Olasılık Değeri	F İstatistiği	Olasılık Değeri
	1.411682	0.1623	1.992845	0.1623
Panel C: Kısa Dönem Asimetrik İlişki (WALD Testi)				
	t istatistiği	Olasılık Değeri	F İstatistiği	Olasılık Değeri
	-	-	-	-
Panel C: Tanısal Testler				
Normallik Testi: Jarque Bera	Breusch-Godfrey LM	Breusch-Pagan ARCH Testi	Ramsey RESET Testi	CUSUM ve CUSUMSQ
1174.909 (0.0000)	0.503654 (0.6065)	1.140783 (0.3384) 0.123201 (0.7266)	0.298953 (0.5862)	CUSUM: İstikrarlı CUSUMQ: İstikrarlı değil.

4.3. Çin

Tablo 12’de Panel A’ ve Panel B’de bulunan ARDL ve NARDL sınır testinde ortaya çıkan uzun dönem katsayı sonuçlarına göre F istatistiğinin değeri sırasıyla (49.48472) ve (38.11497) olarak hesaplanmıştır. Elde edilen bu sonuçlar (49.48472) ve (38.11497) I(0) ve I(1) ile karşılaştırıldığında modelin gözlem değeri olan 77 ve 73’e en yakın 75 gözlem değeri için üst sınır olan I(1)’de %1 anlamlılık düzeyindeki değerden mutlak değer olarak (8.3) ve (6.86) yüksektir. Dolayısıyla F istatistiği sonuçlarına göre model belirlenen anlamlılık düzeyinde ARDL sonucuna göre simetrik yani doğrusal olarak eş bütünleşik, NARDL sonucuna göre de model belirlenen anlamlılık düzeyinde asimetrik yani doğrusal olmayan bir şekilde eş bütünleşiktir. Bu sonuç değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini göstermektedir.

Tablo 12: ARDL Sınır Testi

PANEL A: ARDL			
K	F İstatistiği	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
1	49.48472	%1	%1
		7.225	8.3
		%5	%5
		5.14	5.92
		%10	%10
		4.15	4.885
Panel B: NARDL			
K	F İstatistiği	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
2	38.11497	%1	%1
		5.513	6.86
		%5	%5
		3.983	5.06
		%10	%10
		3.277	4.243

Tablo 13'te gösterilen ARDL (1, 1) olarak belirlenen model AIC bilgi kriteri dikkate alınarak oluşturulmuştur. Uzun dönem katsayı sonuçlarına göre TGE değişkeninin olasılık değeri $0.33 > 0.10$ olduğu için anlamsız bulunmuştur. Anlamsız bulunan TGE değişkeninin katsayısı negatiftir. Kısa dönem katsayı sonuçlarına göre hata düzeltme terimi katsayısı $ECT(-1) -1.128380$ negatif olup olasılık değeri $0.00 < 0.05$ 'dir. Hata düzeltme terim katsayısının negatif yönlü ve anlamlı olması modelin eş bütünleşik olduğunu göstermektedir. TGE değişkeninin Borsa üzerinde anlamlı ve negatif yönde etkiye sahiptir. Jarque-Bera test sonucu 209.4088 olup olasılık değeri $0.00 < 0.10$ olduğu için model normal dağılıma sahip değildir. Breusch-Pagan LM test değeri 0.68 olup olasılık değerinin $0.5095 > 0.10$ olduğu için modelde otokorelasyon probleminin olmadığı belirlenmiştir. Breusch-Pagan-Godfrey test değeri 0.82 olup olasılık değeri $0.48 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. Diğer bir test olan ARCH testinin değeri 0.29 olup olasılık değeri $0.58 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. İki testinde olasılık değeri 0.10 'dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorununun olmadığı kabul edilmiştir. Ramsey RESET test değeri 0.62, olasılık değeri $0.53 > 0.10$ olduğu için model kurma hatası bulunmamaktadır. CUSUM grafiklerinin %95 güven aralığında belirtilen limitler dahilinde olduğu için katsayılar istikrarlı kabul edilirken, CUSUMSQ grafiği %95 güven aralığında

belirtilen limitler dahilinde olmadığı için katsayılar istikrarsız kabul edilmiştir. Sonuç olarak model normal dağılıma sahip olmamakla birlikte katsayıları da istikrarlı bulunamamıştır.

Tablo 13: ARDL Model Tahmin Sonuçları

PANEL A: Uzun Dönem Katsayılar (1, 1)				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	Olasılık Değeri
TGE	-29907748	30597067	-0.977471	0.3316
Panel B: Kısa Dönemli Katsayılar (1, 1)				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	Olasılık Değeri
C	4.39E+09	5.14E+08	0.000000	0.0000
Δ (TGE)	-2.90E+08	66007699	0.000000	0.0000
ECT(-1)*	-1.128380	0.112655	-10.01625	0.0000
Panel C: Tanısal Testler				
Normallik : Jarque Bera	Breusch- Godfrey LM	Breusch- Pagan-Godfrey ARCH	Ramsey RESET Testi	CUSUM ve CUSUMSQ
209.4088 (0.0000)	0.680750 (0.5095)	0.823178 (0.4853) 0.293851 (0.5894)	0.622727 (0.5354)	CUSUM: İstikrarlı Değil CUSUMSQ: İstikrarlı değil

Tablo 14’te gösterilen NARDL (1, 4, 1) olarak belirlenen model AIC bilgi kriteri dikkate alınarak oluşturulmuştur. Oluşturulan modelin uzun dönem katsayı sonuçları incelendiğinde TGE⁺ ve TGE⁻ değişkenlerinin olasılık değeri sırasıyla $0.22 > 0.10$ ve $0.11 > 0.10$ olduğu için değişkenler anlamlı bulunamamıştır. Anlamlı bulunamayan değişkenlerin katsayıları negatiftir. Uzun dönem asimetrik ilişkilerin incelendiği WALD testi sonuçlarına göre olasılık değeri $0.27 > 0.10$ olduğu için WALD test istatistiği anlamlı bulunamamıştır. Dolayısıyla TGE’nin Borsa ile arasındaki ilişkinin simetrik olduğu belirlenmiştir. Anlamlı bulunamayan WALD test istatistiğinin katsayısı pozitifdir. Uzun dönemde TGE değişkenindeki düşüş ve yükselişler arasında simetrik bir ilişki vardır. TGE’deki yükselişlerin Borsa üzerindeki etkisiyle TGE’deki azalışların Borsa üzerindeki etkisi uzun dönemde aynıdır. Kısa dönem asimetrik ilişkilerin incelendiği WALD testi sonuçlarına göre olasılık değeri $0.0001 < 0.01$ olduğu TGE ile Borsa arasındaki ilişki asimetriktir. TGE’deki

düşüş ve yükselişler arasında kısa dönemde asimetrik bir ilişki bulunmaktadır. Uzun dönemde TGE değişkenindeki düşüş ve yükselişler arasında simetrik bir ilişki vardır. Dolayısıyla TGE'deki yükselişlerin Borsa üzerindeki etkisiyle TGE'deki azalışların Borsa üzerindeki etkisi kısa dönemde aynı değildir. Jarque-Bera test sonucu 305.1022 olup olasılık değeri $0.0000 < 0.01$ olduğu için model normal dağılıma sahip değildir. Breusch-Pagan LM test değeri 0.19 olup olasılık değerinin $0.82 > 0.10$ olduğu için modelde otokorelasyon probleminin olmadığı belirlenmiştir. Breusch-Pagan-Godfrey test değeri 1.79 olup olasılık değeri $0.11 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. Diğer bir test olan ARCH testinin değeri 0.30 olup olasılık değeri $0.58 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. Her iki testin de olasılık değeri 0.10'dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorununun olmadığı kabul edilmiştir. Ramsey RESET test değeri 0.31, olasılık değeri $0.75 > 0.10$ olduğu için model kurma hatası bulunmamaktadır. CUSUM grafiklerinin %95 güven aralığında istenilen sınırlar içinde olduğu için katsayılar istikrarlı kabul edilirken, CUSUMSQ grafiği %95 güven aralığında istenilen sınırlar içinde olmadığı için katsayılar istikrarsızdır. Özetle modelde normal dağılıma sahip olmamakla birlikte katsayıları istikrarlı bulunamamıştır.

Tablo 14: NARDL Model Tahmin Sonuçları

PANEL A: Uzun Dönem				
Katsayılar (1, 4, 1)				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	Olasılık Değeri
TGE ⁺	-33665453	27473773	-1.225367	0.2249
TGE ⁻	-44462573	28067654	-1.584121	0.1181
Panel B: Uzun Dönem Asimetrik İlişki				
WALD Testi	t istatistiği	Olasılık Değeri	F İstatistiği	Olasılık Değeri
WALD Testi	1.097176	0.2766	1.203795	0.2766
Panel C: Kısa Dönem Asimetrik İlişki				
WALD Testi	t istatistiği	Olasılık Değeri	F İstatistiği	Olasılık Değeri
WALD Testi	-4.119961	0.0001	16.97408	0.0001
Panel C: Tamam Testler				
Normallik : Jarque Bera	Breusch-Godfrey LM	Breusch-Pagan-Godfrey ARCH	Ramsey RESET Testi	CUSUM ve CUSUMSQ
305.1022 (0.0000)	0.194851 (0.8234)	1.798046 (0.1130) 0.305694 (0.5820)	0.310653 (0.7571)	CUSUM: İstikrarlı CUSUMSQ: İstikrarlı değil.

4.4. Gıney Afrika

Tablo 15'te Panel A ve Panel B'de bulunan ARDL ve NARDL sınır testinde ortaya çıkan uzun dönem katsayı sonuçlarına göre; F istatistiğinin değeri sırasıyla (47.94573) ve (39.34392) hesaplanmıştır. Elde edilen bu sonuçlar (47.94573) ve (39.34392) I(0) ve I(1) ile karşılaştırıldığında modelin gözlem değeri olan 75 ve 74'e en yakın 75 gözlem değeri için üst sınır olan I(1)'de %1 anlamlılık düzeyindeki değerden mutlak değer olarak (8.3) ve (6.86) yüksektir. Dolayısıyla F istatistiği sonuçlarına göre model belirlenen anlamlılık düzeyinde ARDL sonucuna göre simetrik yani doğrusal olarak eş bütünleşik, NARDL sonucuna göre de model belirlenen anlamlılık düzeyinde asimetrik yani doğrusal olmayan bir şekilde eş bütünleşiktir. Bu sonuç değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini göstermektedir.

Tablo 15: ARDL ve NARDL Sınır Testi

PANEL A: ARDL			
K	F İstatistiği	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
1	47.94573	%1	%1
		7.225	8.3
		%5	%5
		5.14	5.92
		%10	%10
		4.15	4.885
Panel B: NARDL			
K	F İstatistiği	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
2	39.34392	%1	%1
		5.513	6.86
		%5	%5
		3.983	5.06
		%10	%10
		3.277	4.243

Tablo 16'da gösterilen ARDL (1, 3) olarak belirlenen model AIC kriteri dikkate alınarak oluşturulmuştur. Uzun dönem katsayı sonuçlarına göre TGE değişkeninin olasılık değeri $0.44 > 0.10$ olduğu için anlamlı bulunamamıştır. Anlamlı bulunamayan TGE değişkeninin katsayısı pozitifdir. Kısa dönem katsayı sonuçlarına göre hata düzeltme terimi katsayısı $ECT(-1) = -1.099406$ negatif olup olasılık değeri $0.00 < 0.05$ 'dir. Hata düzeltme terim katsayısının negatif

yönlü ve anlamlı olması modelin eş bütünleşik olduğunu göstermektedir. TGE değişkeninin Borsa üzerinde anlamlı ve negatif yönde etkiye sahiptir. TGE değişkeninin gecikmeli değerlerinin kısa dönemde Borsa üzerinde pozitif yönde etkileri bulunmaktadır. Jarque-Bera test sonucu 687.7751 olup olasılık değeri $0.00 < 0.10$ olduğu için model normal dağılıma sahip değildir. Breusch-Pagan LM test değeri 0.39 olup olasılık değerinin $0.67 > 0.10$ olduğu için modelde otokorelasyon probleminin olmadığı belirlenmiştir. Breusch-Pagan-Godfrey test değeri 1.92 olup olasılık değeri $0.1012 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. Diğer bir test olan ARCH testinin değeri 0.12 olup olasılık değeri $0.72 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. ARCH testi olasılık değeri 0.10'dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorununun olmadığı kabul edilmiştir. Ramsey RESET test değeri 3.62, olasılık değeri $0.0005 < 0.01$ olduğu için model tanımlamada hata bulunmaktadır. CUSUM grafiklerinin %95 güven aralığında belirtilen limitler dahilinde bulunduğu için katsayılar istikrarlı kabul edilirken, CUSUMSQ grafiği %95 güven aralığında belirtilen limitler dahilinde bulunmadığı için katsayılar istikrarsızdır. Sonuç olarak modelde normal olmayan dağılım, model tanımlama hatası bulunmasının yanı sıra katsayıları da istikrarsızdır.

Tablo 16: ARDL Model Tahmin Sonuçları

PANEL A: Uzun Dönem Katsayılar (1, 3)				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	Olasılık Değeri
	526249.4	678583.8	0.775511	0.4407
Panel B: Kısa Dönemli Katsayılar (1, 3)				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	Olasılık Değeri
C	6.26E+08	2.23E+08	0.000000	0.0000
D(TGE)	-189530.9	1113641.	0.000000	0.0000
D(TGE(-1))	358936.5	1121904.	0.000000	0.0000
D(TGE(-2))	3283747.	1057015.	0.000000	0.0000
ECT(-1)*	-1.099406	0.111466	-9.863122	0.0000
Panel C: Tamam Testler				
Normallik : Jarque Bera	Breusch Godfrey LM	Breusch-Pagan-Godfrey ARCH	Ramsey RESET Testi	CUSUM ve CUSUMSQ
687.7751 (0.0000)	0.398465 (0.6729)	1.925229 (0.1012) 0.124224 (0.7255)	3.629767 (0.0005)	CUSUM: İstikrarlı CUSUMQ: İstikrarlı değil.

Tablo 17'de NARDL (1, 3, 0) olarak belirlenen model AIC bilgi kriteri dikkate alınarak oluşturulmuştur. NARDL oluşturulan modelin uzun dönem katsayı sonuçları incelendiğinde TGE^+ ve TGE^- değişkenlerinin olasılık değeri sırasıyla $0.23 > 0.10$ ve $0.19 > 0.10$ olduğu için değişkenler anlamsız bulunmuştur. Anlamsız bulunan değişkenlerin katsayıları pozitifdir. Uzun dönem asimetrik ilişkilerin incelendiği WALD testi sonuçlarına göre olasılık değeri $0.52 > 0.10$ olduğu için anlamsızdır. Dolayısıyla TGE 'nin Borsa ile arasındaki ilişkinin simetrik olduğu belirlenmiştir. Anlamsız bulunan WALD test istatistiğinin katsayısı pozitifdir. Uzun dönemde TGE değişkenindeki düşüş ve yükselişler arasında simetrik bir ilişki vardır. Dolayısıyla TGE 'deki yükselişlerin Borsa üzerindeki etkisi, TGE 'deki azalışların Borsa üzerindeki etkisi uzun dönemde aynıdır. Kısa dönem asimetrik ilişkilerin incelendiği WALD testi sonuçlarına göre olasılık değeri $0.00 < 0.01$ olduğu için TGE ile Borsa arasındaki ilişki asimetriktir. TGE 'deki düşüş ve yükselişler arasında kısa dönemde asimetrik bir ilişki bulunmaktadır. Uzun dönemde TGE değişkenindeki düşüş ve yükselişler arasında simetrik bir ilişki vardır. TGE 'deki yükselişlerin Borsa üzerindeki etkisi, TGE 'deki azalışların Borsa üzerindeki etkisi kısa dönemde aynı değildir. Jarque-Bera test sonucu 804.3152 olup olasılık değeri $0.0000 < 0.01$ olduğu için model normal dağılıma sahip değildir. Breusch-Pagan LM test değeri 0.001 olup olasılık değerinin $0.99 > 0.10$ olduğu için modelde otokorelasyon probleminin olmadığı belirlenmiştir. Breusch-Pagan-Godfrey test değeri 1.78 olup olasılık değeri $0.14 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. Diğer bir test olan ARCH testinin değeri 0.06 olup olasılık değeri $0.80 > 0.10$ olarak hesaplanmıştır. Her iki testin de olasılık değeri 0.10'dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorununun olmadığı kabul edilmiştir. Ramsey RESET test değeri 2.17, olasılık değeri $0.03 < 0.05$ olduğu için model kurma hatası bulunmaktadır. CUSUM grafiklerinin %95 güven aralığında belirtilen limitler dahilinde bulunduğu için katsayılar istikrarlı kabul edilirken, CUSUMSQ grafiği %95 güven aralığında belirtilen limitler dahilinde bulunmadığı için katsayılar istikrarsızdır. Sonuç olarak modelde normal olmayan dağılım, model kurma hatası ve istikrarsız katsayı problemleri bulunmaktadır.

Tablo 17: NARDL Model Tahmin Sonuçları

PANEL A: Uzun Dönem Katsayılar (1, 3, 0)				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	Olasılık Değeri
TGE ₊	1160538.	960968.5	1.207675	0.2314
TGE ₋	1051261.	802528.2	1.309937	0.1947
Panel B: Uzun Dönem Asimetrik İlişki (WALD Testi)				
WALD Testi	t istatistiği	Olasılık Değeri	F İstatistiği	Olasılık Değeri
WALD Testi	0.640515	0.5240	0.410260	0.5240
Panel C: Kısa Dönem Asimetrik İlişki (WALD Testi)				
WALD Testi	t istatistiği	Olasılık Değeri	F İstatistiği	Olasılık Değeri
WALD Testi	5.168022	0.0000	26.70845	0.0000
Panel C: Tanısal Testler				
Normallik : Jarque Bera	Breusch-Godfrey LM	Breusch-Pagan-Godfrey ARCH	Ramsey RESET Testi	CUSUM ve CUSUMSQ
804.3152	0.001855 (0.9981)	1.785852 (0.1416) 0.060982 (0.8057)	2.170328 (0.0335)**	CUSUM: İstikrarlı CUSUMSQ: İstikrarlı değil

5. Sonuç

Bu çalışmada, tüketici güven endeksinin (TGE) BRICS ülkelerinde Borsa endeksleri arasındaki ilişki simetrik ve asimetrik modeller aracılığıyla incelenmiştir. Simetrik ilişkilerin analiz edildiği ARDL testlerinde yalnızca Brezilya modelinin tüm diagnostik testleri başarıyla geçtiği, dolayısıyla uzun ve kısa dönem katsayı tahminlerinin güvenilir kabul edilebileceği sonucuna ulaşılmıştır. Brezilya için simetrik ilişkilerin incelendiği ARDL analiz sonucunda uzun dönemde TGE ile Borsa endeks getirisi arasında negatif ancak istatistiksel olarak anlamsız, kısa dönemde ise pozitif ve anlamlı bir eş bütünleşik ilişki tespit edilmiştir. Hata düzeltme teriminin kısa dönem için negatif çıkması kısa dönemdeki denge sapmasının 0.97'sini uzun dönemde dengeye geleceği anlamına gelmektedir kısa vadede ortaya çıkan dengesizliklerin %97 oranında uzun dönemde düzeleceğini göstermekte ve sistemin dengeye ulaşma eğiliminde olduğunu ortaya koymaktadır. Brezilya'da TGE'deki

artışın kısa vadede borsa getirilerini olumlu yönde etkilemesi yatırımcıların güven göstergelerindeki dalgalanmaları yakından izlemeleri gerektiğini göstermektedir. Asimetrik ilişkilerin incelendiği NARDL modelinde ise hiçbir ülkenin tüm diagnostik testleri başarıyla geçememesi nedeniyle uzun ve kısa dönem katsayıları yorumlanamamıştır. Asimetrik modellerden anlamlı bir ilişki elde edilememesinin, veri setinin frekans aralığına, ülkelerin finansal piyasa yapısına veya örneklem özelliklerine bağlı olabileceğini göstermektedir.

ARDL testinden elde edilen bulgulara göre, TGE'nin anlamlı bir ilişki sergilediği tek ülkenin Brezilya olması, bu ülkede tüketici güveninin ekonomik beklentiler ve yatırım kararları üzerinde belirleyici bir faktör olduğunu göstermektedir. Brezilya ekonomisinde tüketici güveni, geleceğe yönelik beklentileri şekillendiren, tüketimi ve yatırımı yönlendiren temel göstergelerden biridir. Tüketici güveninin yüksek olduğu dönemlerde bireylerin hisse senedi piyasalarına yönelme eğilimi artmakta; güvenin azaldığı dönemlerde ise yatırım davranışları zayıflamaktadır. Bu çerçevede, politika yapımcıların tüketici güvenini destekleyecek ekonomik ve sosyal politikalar geliştirmesi, piyasalarda istikrarın sağlanması açısından büyük önem taşımaktadır. Dolayısıyla Brezilya'da TGE'deki değişimler Borsa endeksinin getirisini etkilediği için TGE'nin borsadaki getirilerin bir yordayıcısı olduğu söylenebilir. Bu da Tüketici güveninin Brezilya'da gelecek döneme ilişkin ekonominin şekillenmesinde belirleyici konumda olduğunu göstermektedir. Yatırımcılara ilgili borsa endekslerindeki değişimler takip edilirken tüketici güven endeksindeki değişimleri de takip etmeleri önerilmektedir. Bunların yanı sıra karar alıcıların tüketici güvenini tahsis edecek plân, program, politika ve düzenlemeleri yapmaları beklenmektedir. Tüketiciler kendi düşünce ve görüşleri etrafında harekete geçerler, eğer ekonomiye yönelik güçlü bir güven iyimserlik duygusuna sahipseler borsaya hisse senedi piyasalarına daha fazla yatırım yapma eğiliminde olacaklardır.

Çalışmanın bulguları genel olarak literatürdeki eğilimle örtüşmekte, ancak bazı yönleriyle ondan ayrılmaktadır. Literatürdeki çok sayıda çalışma (Otoo, 1999; Fisher ve Statman, 2003; Lemmon ve Portniaguina, 2006) tüketici güveni ile hisse senedi getirileri arasında çift yönlü ve genellikle pozitif bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Buna göre, borsa endekslerindeki yükselişler tüketici güvenini artırmakta, artan güven düzeyi ise kısa vadede hisse getirilerini pozitif yönde etkilemektedir. Ancak mevcut çalışmada, BRICS ülkeleri arasında yalnızca Brezilya'da kısa vadede anlamlı bir ilişki tespit edilmesi, bu ülkenin finansal yapısının diğer gelişmekte olan ekonomilerden ayrıştığını göstermektedir. Diğer BRICS ülkelerinde anlamlı bir ilişki bulunmaması, Bayraktaroğlu ve Kaya'nın (2021) çalışmasında elde edilen sonuçlarla da örtüşmektedir. Bu durum, ülkeler arasındaki finansal olgunluk düzeyleri,

ekonomik yapı farklılıkları ve veri setlerinin kapsamı gibi unsurların etkisini yansıtmaktadır.

Türkiye üzerine yapılan bazı çalışmalar (Eyüboğlu ve Eyüpoğlu, 2018; Çilingir, 2021) ise tüketici güveni ile borsa endeksleri arasında uzun dönemli veya sektörel düzeyde ilişkiler bulunduğunu ortaya koymaktadır. Ancak mevcut çalışmada ulaşılan bulgular, bu ilişkinin her ülke için aynı biçimde geçerli olmadığını göstermekte, tüketici güveninin borsa performansına etkisinin ülke koşullarına ve zaman ufkuna bağlı olarak değiştiğine işaret etmektedir. Dolayısıyla, güven endeksinin finansal piyasalar üzerindeki etkisi ülkelerin ekonomik yapısı, yatırımcı profili ve piyasa dinamiklerine göre farklılık gösterebilmektedir. Bu farklılığın temel nedenlerinden biri, BRICS ülkelerinin ekonomik yapı ve finansal sistemlerindeki çeşitliliğidir. Bunların dışında finansal piyasaları geliştirmekte olan bu ülkelerin iç dinamikleri açısından da değerlendirmeler yapılabilir. Örneğin Özsoylu ve Algan (2011) Brezilya tarımsal ürün ve emtia ihracatı, Rusya'nın enerji ihracatına dayalı ekonomisi, Çin'in üretim ve inovasyona dayanan yapısı, Hindistan'ın geniş iç pazarı ve Güney Afrika'nın maden ihracatına konumundaki ekonomisiyle dinamikleşmektedir. Dolayısıyla sermaye piyasalarını temsil eden borsaların da gelişim sürecinin bu ülkelerde devam ediyor olması ve Tüketici güveniyle anlamlı bir ilişkinin olmamasına neden olabilir. Nitekim BRICS ülkeleri ile anlamsız çıkan bu sonuç Bayrakdaroğlu ve Kaya'nın (2021) bulgularıyla da örtüşmektedir. Buna karşın, Brezilya'da iç talep ve tüketici beklentilerinin ekonomik büyüme üzerinde belirleyici olması, güven göstergesinin finansal piyasalarla daha güçlü bir etkileşim içinde bulunmasını açıklamaktadır.

Çalışmada Brezilya'ya yönelik ortaya çıkan bulgudan yola çıkılarak BRICS grubunda yer alan diğer ülkelerde TGE konusuna daha fazla ehemmiyet göstermeleri beklenebilir. Çünkü küreselleşme süreciyle birlikte yaşanan gelişmeler bir ülkeden diğerine kolaylıkla yayılabilmekte, bu durum da dönemselsel olarak farklı ülkelerde benzer ilişkilerin ortaya çıkmasına neden olabilmektedir. Bununla birlikte, ülkelerin veri yapısı ve piyasa şartları benzeyen taraflar olduğu için benzer sonuçlar da ortaya çıkabilmektedir. Bu durum her ülkenin tüketici güven endeksi ile borsa endeks getirileri arasında çalışmadan farklı frekans aralıklarında incelendiğinde benzer örüntüler yaratabileceği düşüncesini doğurmaktadır. Bu noktada; şeffaflık ve bilgiye erişimde tam destek tüketici güvenini tahsis eden ya da arttıran politikalar olarak sıralanabilir. Bu yüzden ülkelerin borsalarının da daha şeffaf olmaları, yatırımcılara karar alma süreçlerinde borsayla ilgili bilgilere tam erişimde destek sağlanması gerekebilmektedir. Gelecek belirsiz olduğu için riskler söz konusudur. Bu yüzden tüketici güveni de ekonomiler için hayati konumda sınıflandırılan makroekonomik faktörler gibi içselleştirilmeli ve ekonomik bir gösterge gibi

ekonomik modellere dahil edilmelidir. Çünkü tüketici güveni finans piyasalarının geçmiş ve cari döneme ilişkin önemli bilgiler sağlayan bir indikatör, işlevsel bir ekonomik veri seti ve sağlam bir endeks olarak düşünülebilir. Keza tüketici güven endeksi veri seti diğer makroekonomik faktörlere de önemli bilgiler sağlayabilir. Amerikan kredi derecelendirme kuruluşu Moody's (2014) ülke riski değerlendirmelerinde makro ekonomik dinamikleri dikkate almaktadır. Cari denge, borç, enflasyon, dış kırılganlık, dış borç ve kamu borcu bu makro ekonomik dinamikler arasındadır.

Latin Amerika'nın üst orta gelirli önemli bir ülkesi olan Brezilya'da tüketici güven endeksi hane halkı tüketici harcamaları GSYİH içindeki payı göz önüne alındığında ekonominin gidişatına etki edecek tüketim davranış eğiliminde etkili olan bir faktör olarak düşünüldüğü literatürde tartışılan konular arasındadır. Buradaki temel mekanizma çalışmada da yaygın kanı doğrultusunda gelişmiştir. Diğer şartlar sabit kalmak kaydıyla tüketici güvenindeki artış tüketimi artışına yol açarak ekonomik büyümeyi hızlandıracaktır. Dolayısıyla çalışmada ortaya çıkan sonuç tüketici güveninin Brezilya'nın borsa getirilerinin şekillenmesinde belirleyici olduğunu ortaya koymaktadır. Tüketiciler edindikleri bilgiler doğrultusunda beklentilerini de bu yönde şekillendirmekte davranışlarını bu yönde regüle etmektedir.

Gelecek araştırmalar da farklı ülkeler ya da ülke grupları güven endeksleri ile beraber makro ekonomik faktörler ya da borsada yer alan sektör endeksleri ile aralarındaki ilişkiler incelenebilir. Zira farklı ülkelerdeki simetrik ya da asimetric etkilerin farklı çeyreklik ya da aylık frekans grubunda etkilerinin ne yönde ve nasıl olduğu araştırılabilir. Sektörel endekslerinin incelenmesi ise sektörlere yatırım yapma düşüncesi olan yatırımcılara karar alma süreçlerinde yardımcı olacağı düşünülmektedir. Tüketici güveninin farklı frekanslarda ve sektörel düzeydeki borsa endeksleriyle ilişkisi incelenerek, bu değişkenin yatırım davranışları üzerindeki etkisi daha kapsamlı biçimde ortaya konabilir. Böylece tüketici güveninin hem yatırım kararları hem de ekonomik istikrar açısından taşıdığı kritik rol daha net biçimde anlaşılacaktır. Sonuç olarak, bu çalışma, BRICS grubundaki Brezilya örneği açısından tüketici güveninin finansal piyasalar açısından stratejik bir gösterge niteliğinde olabileceğini, ancak bu etkinin ülke koşulları, ekonomik yapılar ve piyasa dinamiklerine bağlı olarak değişkenlik gösterdiğini ortaya koymaktadır.

Kaynakça

- Acemoğlu, D., & A. Scott, (1994), Consumer Confidence and Rational Expectations: Are Agents' Beliefs Consistent with the Theory?" *Economic Journal*, 104, 1-1.
- Akçağlayan, A. ve Gemicioğlu, S. (2020). Döviz Kuru Şoklarının Para Politikası Üzerindeki Asimetrik Etkileri: Türkiye Örneği. *Maliye Dergisi*, 178, 1-18.
- Arize, A. C., Malindretos, J., & Igwe, E. U. (2017). Do exchange rate changes improve the trade balance: An asymmetric nonlinear cointegration approach. *International Review of Economics & Finance*, 49, 313-326.
- Ayaydın, H., ve Baltacı, N. (2012). Finansal Açıklık, Sermaye Hareketliliği, Tasarruf ve Yatırım İlişkisi: Brics Ülkeleri Örneği. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 14(2), 51-74.
- Barghouthi, S., Qureshi, S., Ur Rehman, I., Shahzad, F., & Qureshi, F. (2017). Consumer confidence and sectoral stock returns in China: Evidence from multi-resolutions wavelet and Granger coherence analyses. *International Journal of Business and Society*, 18(S3), 479-502.
- Bayrakdaroğlu, A., & Kaya, B. T. (2021). BRICS-T Ülkelerinde Borsa Endeksi ile Piyasa Oynaklık-Korku Endeksi Arasındaki İlişkinin Panel Veri Analizi ile Test Edilmesi. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 20(77), 313-328.
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 37(2), 149-163.
- Chen, S. S. (2011). Consumer confidence and stock returns over market fluctuations. *Quantitative Finance*, 12(10), 1585-1597. <https://doi.org/10.1080/14697688.2011.565363>
- Chen, S. S. (2011). Lack of consumer confidence and stock returns. *Journal of Empirical Finance*, 18(2), 225-236, <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2010.12.004>
- Ciner, C. (2014). The time varying relation between consumer confidence and equities. *Journal of Behavioral Finance*, 15(4), 312-317. <https://doi.org/10.1080/15427560.2014.968716>
- Çilingir, C. (2021). Hisse senedi endeksi ile tüketici güven endeksi arasındaki ilişkinin Granger nedensellik testi ile incelenmesi. *Sakarya Üniversitesi İşletme Enstitüsü Dergisi*, 131-138. 10.47542/sauied.836367
- De Bondt, W. F., & Thaler, R. H. (1994). Financial decision-making in markets and firms: A behavioral perspective. NBER Working Paper, No:4777
- Eyüboğlu, S., Eyüboğlu, K. (2018). Tüketici güven endeksi ile borsa İstanbul sektör endeksleri arasındaki ilişkinin araştırılması. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33(1), 235-259.

- Fisher, K. L., & Statman, M. (2003). Consumer confidence and stock returns. *Journal of Portfolio Management*, 30(1), 115–127.
- Gaspar, R. M., & Jiaming, X. (2023). Consumer confidence and stock markets' returns. Working Papers REM 2023/0292, ISEG - Lisbon School of Economics and Management, REM, Universidade de Lisboa.
- Göksu, S. & Balkı, A. (2023). ARDL ve NARDL Eşbütünleşme Analizleri: Adım Adım Eviews Uygulaması. Ankara: Serüven Yayın Evi.
- Harper, A., & Jin, Z. (2024). Examining the relationship between consumer sentiment and stock price returns. *Archives of Business Research*. <https://doi.org/10.14738/abr.1210.17707>
- Huseynli, N. (2022). The relationship between Consumer Confidence Index and BIST 50 Index. *Journal of Eastern European and Central Asian Research (JEECAR)*, 9(6), 1107–1116. <https://doi.org/10.15549/jeecar.v9i6.1222>
- Jansen, W., & Nahuis, N. (2003). The stock market and consumer confidence: European evidence. *Economics Letters*, 79(1), 89–98. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(02\)00292-6](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(02)00292-6)
- Kandır, S.Y. (2006), “Tüketici Güveni ve Hisse Senedi Getirileri İlişkisi: İMKB Mali Sektör Şirketleri Üzerinde Bir Uygulama” Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 15(2), 217-230.
- Kale, S., & Akkaya, M. (2016). The relation between confidence climate and stock returns: The case of Turkey. *Procedia Economics and Finance*, 38, 150–162. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(16\)30186-1](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(16)30186-1)
- Lemmon, M., Portniaguina, E. (2006), “Consumer confidence and asset prices: some empirical evidence”, *the review of financial studies*, 19(4), 1499-1529.
- Lu, S., & Bouraoui, T. (2024). Factors impacting consumer confidence: Evidence from China. *Advances in Consumer Research*, 1(1), 1–8.
- Manogaran, L. & Sek, S. K. (2017). Examining The Reaction of Monetary Policy to Exchange Rate Changes: A Nonlinear ARDL Approach. *AIP Conference Proceedings*, 1-7. <http://dx.doi.org/10.1063/1.4980991>
- Moody's Investors Service (2014). www.moody's.org
- Narayan, P. K., & Smyth, R. (2005). Trade liberalization and economic growth in fiji. An empirical assessment using the ardl approach. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 10(1), 96-115.
- Otoo, M. W. (1999). Consumer sentiment and the stock market. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Özsoylu, A. & Algan, N. (2011). Dünya ekonomisinin yeni aktörleri BRIC (1. Baskı). Karahan Kitabevi.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve 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

- Rakotondramaro, H. (2016). Relationship between the stock market index and consumer confidence after the 2007–2008 financial crisis. *International Journal of Economics and Management Sciences*, 5(380). <https://doi.org/10.4172/2162-6359.1000380>
- Shiller, R. J. (2000). *Irrational exuberance*. Princeton University Press.
- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric co-integration and dynamic multipliers in a nonlinear ardl framework, W.C. Horrace and R.C. Sickles (Eds). *Festschrift in honor of peter schmidt, econometric methods and applications içinde* (s. 281–314). New York: Springer.
- Trang, L., & Nga, P. (2023). Relationship between consumer confidence and stock market index in Vietnam: Research impacts of the passion of Covid-19. *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính - Marketing*. <https://doi.org/10.52932/jfm.vi3.404>
- Topuz, V.Y. (2011). Tüketici güveni ve hisse senedi fiyatları arasında nedensellik ilişkisi: Türkiye Örneği. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 7(1), 53-65
- Wu, D., Zhou, Z., & Su, Z. (2025). Consumer negative opinions on stock returns: Evidence from e-commerce reviews in China. *Financial Innovation*, 11(71).
- Zivot, E., & Andrews, D.W.K., (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 251-270.