

KÜRESELLEŐMENİN HİSSE SENEDİ PİYASASI OYNAKLIĞI ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: BRICS-T ÜLKELERİ ÖRNEĐİ*

The Impact of Globalization on Stock Market Volatility: The Case of BRICS-T Countries

Pınar KURT*** & Metin KILIÇ***

Öz

Küreselleőme, ekonomik, finansal, ticari, politik ve sosyal iliřkilerin yoğunlařtıđı bir süreç olup, dünya ekonomisi ve finans piyasaları üzerinde önemli etkilere sahiptir. 1980’lerden itibaren birçok ülke ekonomilerini küreselleřtirmeye yönelmiř ve bu süreç hisse senedi piyasalarının hareketliliđini artırarak fiyat oynaklıđına (volatilité) neden olmuřtur. Bu arařtırmada, BRICS-T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Güney Afrika, Çin ve Türkiye) ülkelerinde küreselleőmenin hisse senedi piyasası oynaklıđı üzerindeki etkilerinin incelenmesi amaçlanmıřtır. Arařtırmada, hisse senedi piyasası oynaklıđı bađımlı deđiřken, ekonomik, ticari, politik, finansal, sosyal ve kültürel küreselleőme ile ekonomik özgürlük endeksleri bađımsız deđiřkenler olarak kullanılmıřtır. Deđiřkenlere ait veriler KOF İsviçre Ekonomi Enstitüsü, The Heritage Foundation ve World Bank/Bloomberg veri tabanından 1996-2020 dönemi için derlenmiřtir. Verilerin analizinde panel veri analizlerinden yararlanılmıřtır. Arařtırmanın elde edilen sonuçlarına göre, küreselleőmenin hisse senedi piyasası üzerinde negatif yönlü azaltıcı bir etkisi olduđu, politik küreselleőmenin ise en fazla hisse senedi piyasası volatilitesi üzerinde etkisi olduđu bulunmuřtur. Arařtırmanın diđer bir sonucunda küreselleőme endekslerinde meydana gelen bir artıř en fazla Rusya, en az ise Güney Afrika ülkesinin hisse senedi volatilitesi etkilediđi sonucuna ulařılmıřtır.

Abstract

Globalization is a process in which economic, financial, trade, political, and social relations intensify, significantly impacting the global economy and financial markets. Since the 1980s, many countries have pursued economic globalization, increased stock market activity, and led to price volatility. This study aims to examine the effects of globalization on stock market volatility in the BRICS-T countries (Brazil, Russia, India, South Africa, China, and Turkey). In the study, stock market volatility is used as the dependent variable, while economic, trade, political, financial, social, and cultural globalization, along with economic freedom indices, are used as independent variables. Data for the variables were collected from the KOF Swiss Economic Institute, the Heritage Foundation, and the World Bank/Bloomberg Database for the period 1996-2020. The data analysis employed panel data analysis methods. The findings indicate that globalization has a negative, volatility-reducing effect on stock markets, with political globalization having the most significant impact on stock market volatility. Another finding of the study suggests that an increase in globalization indices affects Russia's stock market volatility the most, while South Africa's stock market volatility is impacted the least.

Anahtar

Kelimeler:

Küreselleőme,
Hisse Senedi,
Oynaklık,
BRICS.

JEL Kodları:

F21, F65, G15.

Keywords:

Globalization,
Stock Market,
Volatility,
BRICS.

JEL Codes:

F21, F65, G15.

* Bu çalıřma, Doç. Dr. Metin Kılıç danıřmanlıđında Pınar Kurt tarafından “Küreselleőmenin Hisse Senedi Piyasası Oynaklıđı Üzerindeki Etkisi: BRICS-T Ülkeleri Örneđi” bařlıklı doktora tez çalıřmasından üretilmiřtir.

** Öğr. Gör. Dr., Bandırma Onyedi Eylül Üniversitesi, Sađlık Hizmetleri Meslek Yüksekokulu, Türkiye, pkurt@bandirma.edu.tr

*** Doç. Dr., Bandırma Onyedi Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakóltesi, Türkiye, metinkilic@bandirma.edu.tr

Makale Geliř Tarihi (Received Date): 19.02.2025 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 23.07.2025

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıřtır.



1. Giriş

Küreselleşme, dünya genelinde ekonomik, sosyal, kültürel ve politik alanlar gibi birçok alanda meydana gelen etkileşimi ifade eden bir kavramdır. Latince "globus" kökünden gelen bu kavram, farklı dillerde "globalisation" olarak, Türkçede ise "küreselleşme" şeklinde kullanılmıştır. Türk Dil Kurumu, küreselleşmeyi milletlerin ekonomi, siyaset ve iletişim alanlarında yakınlaşması ve bütünleşmesi olarak tanımlamaktadır (Uçar, 2023). Birçok akademik disiplin tarafından da küreselleşme kavramı çeşitli şekillerde tanımlanmaktadır. İşletmeciler ve iktisatçılar küreselleşmeyi uluslararası piyasalar, uluslar ötesi işletmeler ve üretimin uluslararasılaştırılması olarak tanımlarken, bazı bilim insanları küreselleşmeyi ulus devletlerin geleceği veya küresel sistemin gerilemesi ile ilişkilendirmektedir (Adıgüzel, 2011). Wood ve Wilberger (2015), küreselleşme kavramını, ulusların, işletmelerin ve bireylerin dünya genelinde daha fazla birbirine bağlı hale geldiği bir süreç olarak tanımlamaktadırlar. Friedman (2000) ise küreselleşmeyi kaçınılmaz bir gerçek olarak ifade etmektedir. Küreselleşme günümüzde ise tüm alanlarda gerçekleşen, sınır tanımayan bir küresel toplumsal düzen süreci olarak ortaya çıkmaktadır.

Küreselleşme, uluslararası ilişkilerde çok taraflı iş birliğini teşvik ederek uluslararası kuruluşların rolünü artırmakta ve ekonomik büyümeye katkı sağlamaktadır. Bununla birlikte, küreselleşme istihdam olanaklarının artmasına katkıda bulunmakta, uluslararası ticaretin, sermaye akımlarının ve doğrudan yabancı yatırımların genişlemesine zemin hazırlamaktadır (Dreher, 2006). Küreselleşmenin sağladığı bu finansal entegrasyon ortamında yatırımcılar, farklı ülkelerdeki varlık sınıflarına yatırım olanağı elde etmekte ve bu durum, sermaye piyasalarını daha likit hale getirebilmekte ve yatırım fırsatlarının çeşitlenmesini mümkün kılmaktadır. Diğer bir ifadeyle yatırımcılar, küreselleşme ile finansal piyasalara daha kolay erişim imkânı sağlamakta ve yatırımcıların uluslararası sermaye piyasalarına daha etkin bir biçimde katılım göstererek portföylerini coğrafi olarak çeşitlendirme ve risklerini daha iyi yönetme imkanına sahip olmaktadır (Kevser vd., 2023). Küreselleşmenin birçok avantajı söz konusu iken bazı durumlarda dezavantaj olarak da karşımıza çıkabilmektedir. Küreselleşme, örneğin finansal krizlerin hızla yayılmasını kolaylaştırabilmektedir (Demir vd., 2008). Bir ülkede yaşanan finansal kriz, diğer ülkelerdeki sermaye piyasalarını özellikle hisse senedi piyasalarını kolaylıkla etkileyebilmektedir.

Hisse senedi piyasası en yalın haliyle tanımlanacak olursa şirketlerin hisselerinin alınıp satıldığı, yatırımcıların sermaye artışına katıldığı ve hisse senetlerinin fiyatlarının belirlendiği bir piyasa olarak tanımlanmaktadır (Idrees vd., 2019). Hisse senedi piyasalarında yatırımcılar, bir şirketin hisselerine yatırım yaparak o şirketin ortakları olmakta ve şirketin büyümesi ve kârlılığından pay almak hakkına sahip olmaktadır. Yatırımcılar, hisse senedi piyasalarına yatırım yaparken yüksek getiri sağlayabileceği gibi aynı zamanda birçok riskle de (piyasa riski, politik risk, enflasyon riski, şirket riski, likidite riski, faiz oranı riski, kur riski vb.) karşı karşıya kalabilmektedir (Akkaya vd., 2012; Yurttañıkamaz, 2012). Bu durum hisse senetlerini oynak diğer bir ifadeyle volatil bir duruma getirmektedir.

Hisse senedi piyasalarındaki volatilité (oynaklık), fiyatların zaman içindeki dalgalanma derecesini ifade etmekte olup (Bezgin ve Karaçayır, 2022) genel olarak oynaklık piyasadaki belirsizlik, risk algısı ve piyasa katılımcılarının duyarlılığı ile ilişkilidir (Değirmenci ve Abdioğlu, 2018). Yüksek oynaklık, fiyatların hızlı ve büyük ölçüde değiştiği anlamına gelirken, düşük oynaklık ise fiyatların daha istikrarlı olduğunu göstermektedir (Ghani vd., 2022).

Literatür incelendiğinde hisse senedi piyasası oynaklığını etkileyen faktörler araştırılmış ancak hangi faktörlerin piyasayı etkilediği konusunda fikir birliğine varılmamıştır. Bu arařtırmalar daha çok enflasyon, faiz oranları, petrol fiyatları, kredi temerrüt takaslar vb. deęiřkenlerin hisse senedi piyasası oynaklıkları üzerindeki etkisi ile ilgilidir (Mlambo vd., 2013; Khan vd., 2017; Ballester vd., 2021; Li vd., 2022). Küreselleřmenin ise hisse senedi piyasası oynaklığı üzerindeki etkisini inceleyen arařtırmaya sınırlı sayıda rastlanılmıştır.

Hisse senedi piyasalarında oynaklık piyasanın düzgün işlemlerini ve gelişmesini etkileyen olumsuz bir husus olduğundan bu arařtırmada oynaklık küreselleřme ile ilişkilendirilerek, küreselleřmenin hisse senedi piyasası oynaklığı üzerinde bir etkisinin olup olmadığı belirlenmeye çalışılmıştır. Bu kapsamda arařtırmada;

Küreselleřme ile hisse senedi piyasası oynaklığı arasında bir ilişki var mıdır?

Küreselleřme hisse senedi piyasası oynaklığını etkilemekte midir?

sorularına yanıtlar aranmaktadır. Küreselleřme ile hisse senedi piyasası oynaklığı arasındaki ilişkinin belirlenmesi, özellikle piyasaların gelişimi açısından önemlidir. Ekonomik büyümenin temel unsurlarından biri olarak kabul edilen hisse senedi piyasalarının sağlıklı ve istikrarlı bir şekilde büyümesi istenen bir durumdur. Ancak, küreselleřmenin hisse senedi piyasası volatilitesi üzerindeki etkilerinin doğası ve mekanizmaları tam olarak anlaşılamadığında yatırımcılar risk yönetiminde zorluklar yaşayabilir. Bu nedenle, küreselleřmenin finansal piyasalar üzerindeki etkilerini analiz etmek ve geleceğe yönelik sağlam adımlar atabilmek için küreselleřme ile hisse senedi piyasası oynaklığı arasındaki ilişkinin incelenmesi bu arařtırmanın önemini ortaya koymaktadır.

Bu arařtırmada, küreselleřmenin hisse senedi piyasası oynaklığı üzerindeki etkisini incelemek amacıyla 1996-2020 dönemine ait Brezilya, Rusya, Hindistan, Güney Afrika, Çin ve Türkiye (BRICST) ülkelerine ilişkin veriler kullanılarak panel veri analizi yönteminden yararlanılmıştır. Panel veri setinin yatay kesit bağımlılığı ve serilerin bütünleşme düzeylerine ilişkin özellikleri dikkate alınarak ikinci nesil panel birim kök testleri (CIPS ve PANKPSS), panel eşbütünleşme testleri (Westerlund DH ve Westerlund & Edgerton LM) ve uzun dönemli ilişkilere yönelik DOLS ile FMOLS tahmincileri tercih edilmiştir. Bu yöntemlerin seçilmesinin temel gerekçesi, arařtırma kapsamında ele alınan deęiřkenlerin yapısal kırılmalar içermesi, panel veri setinde yatay kesit bağımlılığının tespit edilmesi ve tahmin sürecinde eğim heterojenliğinin dikkate alınması gerekliliğidir.

Elde edilen ampirik bulgular, genel olarak küreselleřmenin hisse senedi oynaklığı üzerinde negatif yönlü, azaltıcı bir etki yarattığını; bu etkinin en belirgin şekilde politik küreselleřme deęiřkeni aracılığıyla ortaya çıktığını göstermektedir. Ayrıca, ülke bazında yapılan analizler küreselleřmenin volatilité üzerindeki etkisinin ülkeler arasında farklılaştığını ortaya koymaktadır.

2. Literatür Taraması

Küreselleřme ile hisse senedi piyasası oynaklığı arasındaki ilişki, özellikle son yıllarda finansal serbestleşme, piyasa entegrasyonu ve krizlerin eşzamanlı etkileri bağlamında arařtırmacıların dikkatini çeken önemli bir çalışma alanı hâline gelmiştir (Cordella ve Ospino Rojas, 2017; Ustalar ve Şanlısoy, 2023; Insaideo vd., 2024). Küreselleřmenin, finansal

piyasaların yapısını dönüştürerek sermaye akımlarını hızlandırdığı ve piyasa tepkilerini daha senkronize hâle getirdiği yönündeki görüş, hisse senedi piyasalarındaki volatilitiyi hem bölgesel hem de küresel düzeyde etkileyen bir değişken olarak değerlendirilmesine neden olmuştur. Bu kapsamda literatür yapılan çalışmalar incelendiğinde;

Insaideo vd. (2024), COVID-19 pandemisi döneminde Afrika’da döviz ve hisse senedi piyasaları arasındaki uzun vadeli oynaklığı ve bu ilişkide finansal küreselleşmenin rolünü incelemişlerdir. Araştırmada, Panel Tam Modifiye En Küçük Kareler (FMOLS) ve Panel Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) yöntemleri kullanılmış olup, araştırma sonucunda pandemi sürecinde döviz ve hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü uzun vadeli oynaklık olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca araştırmada finansal küreselleşmenin, döviz piyasalarının oynaklık etkisini hisse senedi piyasası oynaklığı üzerinde azalttığını, ancak hisse senedi piyasası oynaklığının döviz piyasası oynaklığı üzerindeki etkisini artırdığı bulgusuna ulaşılmıştır.

Dabwor vd. (2020), 1981-2018 döneminde Nijerya’da hisse senedi piyasası volatilitésinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinde küreselleşmenin düzenleyici rolünü incelemiştir. Araştırmada, yapısal kırımlarla birim kök testi ve eşbütünleşme testleri sonucunda değişkenlerin uzun vadeli bir ilişki içinde olduğu belirlenmiştir. Araştırma bulgularına göre, hisse senedi piyasası getirilerinin ekonomik büyüme üzerinde pozitif ancak istatistiksel olarak anlamsız bir etkisi olduğunu, küreselleşmenin ise ekonomik büyümeyi anlamlı şekilde desteklediğini ortaya koymuştur.

Huang (2020), finansal küreselleşmenin küresel finansal kriz öncesi ve sonrasında piyasa birlikteliği ve kriz yayılmasındaki rolünü incelemiştir. Araştırmada, 2008 krizinin yayılmasının temel nedeninin, krizin kaynağı olan ülkenin küresel etkisi olduğunu öne sürülmüştür. 59 ülkeden elde edilen verilerle yapılan analizde, yabancı portföy yatırımı ve doğrudan yatırımların piyasalar arası birlikteliği artırdığı ve ABD’nin küresel finansal krizlerin yayılmasında belirleyici rol oynadığı sonucuna ulaşılmıştır. Araştırma, gelecekteki krizlerin önlenmesi için ABD’nin finansal istikrar sağlaması ve uluslararası iş birliğinin artırılması gerektiğini vurgulamaktadır.

Allazov (2020), küreselleşmenin hisse senedi piyasalarına etkisini inceleyerek, dünya piyasalarının gelişimini ekonomik döngüler çerçevesinde değerlendirmiştir. ABD, Almanya, Birleşik Krallık, Japonya, Çin ve Rusya’nın piyasalar üzerindeki etkisini analiz eden çalışma, küreselleşmenin piyasa döngülerini daha karmaşık hale getirdiğini göstermektedir. 20. yüzyılda belirli hisselerin piyasa hareketlerini yönlendirdiği, ancak 21. yüzyılda dünya piyasalarının birleşik katkılarla şekillendiği belirlenmiştir. Ayrıca araştırmada, küreselleşme çağında finansal piyasalar ve kurumlar üzerinde etkin bir düzenleyici çerçevenin gerekliliği vurgulanmıştır.

Cordella ve Ospino Rojas (2017), 84 ülkeyi kapsayan bir çalışma ile 1992-2016 dönemi için finansal küreselleşmenin hisse senedi piyasası oynaklığı üzerindeki etkisini değerlendirmiştir. Araştırmada, finansal küreselleşmenin istikrarlı dönemlerde hisse senedi piyasası oynaklığını azalttığını, ancak çalkantılı dönemlerde oynaklığı artırdığı bulgusuna ulaşılmıştır. Ayrıca araştırmada karşılaştırmalı olarak, finansal küreselleşmenin oynaklığı azaltıcı özelliklerinin daha baskın olduğunu ve bu etkinin özellikle sınır piyasalarında daha belirgin olduğu ifade edilmiştir.

Oluwale (2014), Nijerya’da küreselleşme ve hisse senedi piyasasının büyümesi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Araştırma, küreselleşmenin ticaret serbestleşmesi ve finansal

entegrasyon aracılıęıyla Nijerya hisse senedi piyasasının büyümesine katkı sağladığını ve bu piyasanın bölgesel ve küresel entegrasyonunu teşvik ettiğini göstermektedir.

Doman ve Doman (2013), 1995-2009 döneminde ulusal hisse senedi piyasaları arasındaki bağlantıların dinamiklerindeki değişimi incelemiřlerdir. Arařtırma, küreselleşmenin piyasa bağlantılarını zaman içinde sistemli ve önemli bir şekilde artırdığını ortaya koymaktadır. Uzun vadede piyasa entegrasyonunun yükseldiğı, kısa vadede ise piyasa koşullarına duyarlı olduğı belirlenmiştir. Kriz dönemlerinde bağlantıların güçlendiğı yönündeki yaygın görüşe karşı, arařtırma genel eğilimin artan küresel bağlantılar yönünde olduğunu vurgulamaktadır.

Esqueda vd. (2012), 1995-2007 dönemi verilerini kullanarak finansal küreselleşmenin hisse senedi piyasası oynaklığı üzerindeki etkisini dinamik panel veri çerçevesinde incelemiřlerdir. Çalışma, finansal küreselleşmenin 22 yükselen piyasada hisse senedi piyasası oynaklığını azalttığını, ancak 22 sanayileşmiş ekonomide herhangi bir etkisinin olmadığını göstermiştir.

Goel ve Gupta (2011), 1990-91 ile 2006-2007 döneminde küreselleşmenin Hindistan hisse senedi piyasasının gelişimine etkisini incelemiştir. Çalışmada piyasa büyüklüğü ve derinleşmesini ölçmek için Market Capitalization Ratio (MCR) kullanılmıştır. Arařtırmadan elde edilen bulgulara göre, liberalizasyon sonrası Hindistan borsasında işlem hacmi ve dönüş oranının arttığını, oynaklık oranının ise azaldığını göstermiştir. Sonuç olarak, Hindistan hisse senedi piyasalarının genel olarak büyüdüğü ve operasyonel verimliliğin arttığı belirlenmiştir.

Güler (2009), finansal küreselleşmenin sermaye piyasaları üzerindeki etkisini inceleyerek, finansal liberalleşmenin piyasaların etkinliğini artırdığını ancak aynı zamanda sermaye akımları kaynaklı belirsizlikler ve krizlere yol açabileceğini belirtmiştir. Arařtırmada, Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde, sermaye akımlarındaki dalgalanmaların makroekonomik dengesizlikler yarattığı vurgulanmıştır.

Lam ve Ang (2006), küreselleşmenin hisse senedi piyasası getirileri üzerindeki etkisini incelemiştir. 1988-2001 dönemine ait 49 ülkenin verileri kullanılarak yapılan arařtırmada, hisse senedi getirilerinin küresel ve yerel risk faktörleriyle ilişkisi analiz edilmiştir. Arařtırmadan elde edilen bulgular, gelişmiş piyasalarda küresel faktörlerin getirileri açıklama gücünün yerel faktörlerin dört katı olduğunu, gelişmekte olan ülkelerin ise daha volatil ancak daha yüksek ortalama getiri sunduğunu göstermektedir.

Küreselleşme ile hisse senedi piyasası oynaklığı arasındaki ilişkiye yönelik literatür incelendiğinde, ilgili literatür küreselleşmenin hisse senedi piyasası oynaklığı üzerindeki etkisine dair önemli bulgular sunmakta; özellikle finansal küreselleşmenin, portföy yatırımları, ticaret açıklığı ve döviz kuru gibi göstergeler aracılığıyla oynaklık üzerindeki belirleyici rolüne odaklanmaktadır.

Ampirik çalışmalar genel olarak, finansal küreselleşmenin makroekonomik koşullara ve kriz dönemlerine bağılı olarak volatilitiyi azaltıcı ya da artırıcı etkilere sahip olabileceğini ortaya koymuştur. Ancak mevcut çalışmaların büyük bir kısmı küreselleşmenin yalnızca finansal boyutuna odaklanmakta; politik, sosyal ve kültürel alt boyutlar çoğunlukla ihmal edilmekte veya yalnızca dolaylı biçimde ele alınmaktadır. Ayrıca, birçok çalışma ülke bazlı ya da ikili değişken modellerle yürütölmekte olup, küreselleşmenin çok boyutlu ve iç içe geçmiş yapısını yeterince yansıtmamaktadır.

Bu araştırma, dolayısıyla literatürdeki bu önemli boşluğu doldurmayı amaçlamakta ve küreselleşmenin ekonomik, politik, sosyal ve kültürel alt boyutlarını ayrıştırarak her birinin hisse senedi piyasası oynaklığı üzerindeki etkilerini BRICS-T ülkeleri özelinde panel veri yöntemleriyle analiz etmektedir. Bu yaklaşım, önceki çalışmalardan farklı olarak küreselleşmenin çok boyutlu yapısını modelleyerek ampirik analizlerin açıklayıcılığını artırmakta ve piyasalar arası dinamiklerin daha bütüncül bir şekilde anlaşılmasına katkı sağlamaktadır. Böylece araştırma hem teorik hem de yöntemsel açıdan literatüre özgün güncel bir katkı sunmayı amaçlamaktadır.

3. Metodoloji

3.1. Panel Veri Analizinde Yatay Kesit Bağımlılık

Yatay kesitleri oluşturan birimler arasındaki etkileşim veya bağımlılık olarak tanımlanan yatay kesit bağımlılığı, zaman serilerindeki serisel korelasyon sorununa benzetilebilmektedir. Bu bağımlılık, bireyler arasındaki davranışsal etkileşimlerde, bir tüketici topluluğunda yahut bir ülke grubunda ortaya çıkabilmekte ve gözlemlenemeyen ortak faktörler veya ekonomide yaygın olan ortak şoklardan kaynaklanabilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2017; Kadooğlu Aydın ve Münyas, 2024). Panel veri analizi literatüründe, yatay kesit bağımlılığı sınamak amacıyla geliştirilen birçok test bulunmaktadır. Bu testler panel veri setlerinin birim ve zaman boyutu özelinde geliştirilmektedir. Araştırmanın veri setinin yapısına uygun olarak ($T > N$), çalışmada yatay kesit bağımlılığını sınamak amacıyla Breusch ve Pagan (1980) Lagrange Multiplier (LM) tabanlı yatay kesit bağımlılık testi ile Pesaran ve diğerlerinin (2008) sapması düzeltilmiş LM yatay kesit bağımlılık testleri kullanılmış ve bu testlerin teorik temelleri tanıtılmıştır.

N 'nin sabit ve $T \rightarrow \infty$ durumu için Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilmiş olan LM tabanlı yatay kesit bağımlılık testi, her bir birimden sağlanan artıkların arasında korelasyon olup olmadığını yatay kesit bağımlılık yokluğu temel hipotezi çerçevesinde araştırmaktadır. Breusch ve Pagan LM yatay kesit bağımlılık testine (LMBP) ait test istatistiği, artıkların korelasyonu olan ρ_{ij} üzerinden Eşitlik (1)'de gösterilen şekilde hesaplanmaktadır (Balta vd., 2012):

$$LM_{BP} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (1)$$

LM_{BP} testindeki N ve T yapısına getirilen bir düzeltmeyi temel alan sapması düzeltilmiş LM yatay kesit bağımlılık testi ($LM_{adj.}$) ise Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilmiştir. Bu testin temel hipotezinde her bir yatay kesitten elde edilen artıkların arasında korelasyon olmadığı ifade edilmekte ve test istatistiği Eşitlik (2)'de gösterildiği şekilde elde edilmektedir (Pesaran vd., 2008):

$$LM_{adj.} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N ((T-K)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij})} \quad (2)$$

Temel hipotez altında sıralı olarak T ve N sonsuza giderken $LM_{adj.} \rightarrow N(0,1)$ varsayımı bulunmaktadır (Pesaran vd., 2008; Pesaran 2015).

3.2. Panel Birim Kök ve Durağanlık Testleri

Panel birim kök testleri, panel veri setini oluřturan deęiřkenlerin zaman serisi özelliklerini test eden tekniklerdir. Birim kök içeren ve durağan olmayan serilerin regresyonu, sahte regresyon problemini yaratabilmekte ve yanıltıcı tahminlere yol açabilmektedir. Bu nedenle hem zaman serisi hem de panel veri analizinde deęiřkenlerin durağanlığının incelenmesi kritik bir aşamadır (Çetintař ve Aydın, 2022). Ancak, panel veri arařtırmalarında, panel verinin doğasından kaynaklanan yatay kesit bağımlılığı sorunu gözlemlenebilmektedir. Bu sorun, ilk geliştirilen ve birinci nesil testler olarak adlandırılan testlerin temel hipotezinin reddine yol açarak yanlış sonuçlar üretme riskinin olduğunu göstermiştir (O’Connell, 1998). Nitekim yatay kesit bağımlılığının olmadığı varsayımı oldukça kısıtlayıcı kabul edildiğinden, literatürde yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testlerine yönelik çalışmalar genişletilmiştir (Yerdelen Tatoğlu, 2017). Pesaran (2007) tarafından geliştirilen cross-section Im, Pesaran ve Shin (CIPS) panel birim kök testi, yatay kesit bağımlılığını faktörler üzerinden modelleme mantığına dayanmaktadır. Test sürecinde, yatay kesitleri oluřturan tekil serilerin zaman bazlı yatay kesit ortalamaları, modeldeki gözlenemeyen faktörleri temsil etmesi amacıyla bir araç deęiřken olarak atanmaktadır. CIPS testinin istatistięi Eřitlik (3)’te gösterilmektedir (Pesaran, 2007):

$$CIPS(N, T) = N^{-1} \sum_{t=1}^N t_i(N, T) \quad (3)$$

CIPS testine ait temel hipotezde birim kök yokluęu, birim kök karşı hipotezine karşı sınanmakta ve testin küçük örneklem özelliklerinin oldukça iyi olduęu ifade edilmektedir (Pesaran 2007). CIPS panel birim kök testi geleneksel bir test sürecini (kırılmaların varsayımlara dahil edilmedięi) benimsemektedir. Geleneksel yaklaşımlar, yapısal kırılma ya da kırılmalar varlığında zayıflayarak birim kök hipotezini reddedememe eğilimine girebilmekte ve bu sebeple serinin durağan olmadığı yönünde yanlış sonuçlar üretebilmektedir (Lee ve Strazicich, 2003). Carrion-i Silvestre (2005) tarafından geliştirilmiş olan panel Kwiatkowski, Phillips, Shin ve Schmidt (PANKPSS) testi LM tabanlı bir test olup durağanlığı ifade eden temel hipotez altında yatay kesit bağımlılık sorununa ve bir ya da birden beře kadar yapısal kırılmanın varlığına izin veren bir test sürecine dayanarak yapısal kırılma varlığında durağanlık arařtırması yapmaktadır. Test sürecinde sabit terim ve/veya trendde meydana gelen yapısal kırılmalara baęlı olarak iki farklı özellik göz önünde bulundurulmaktadır. Testin iyi bir sonlu örnek performansı ile standart bir normal limit dağılımına sahip olduęu gösterilmiştir. PANKPSS testinin temel alındığı model Eřitlik (4)’te gösterildięi řekildedir:

$$Y_{it} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}t + \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

(4) numaralı denklemde α sabit terimi ve β trendi temsil etmektedir. Yapısal kırılmalar, test sürecine kukla deęiřkenler vasıtasıyla dahil edilmektedir. Eřitlik (5) sabit terimdeki ve ardından trenddeki kırılmaları yakalamak için D1 ve D2 kuklalarının modele eklenmiř halini göstermektedir:

$$\begin{aligned} \alpha_{i,t} &= \sum_{k=1}^m \theta_{i,k} D1_{i,t} + \sum_{k=1}^m \gamma_{i,k} D2_{i,t} + \alpha_{i,t-1} + u_{i,t} \\ \beta_{i,t} &= \sum_{k=1}^n \varphi_{i,k} D1_{i,t} + \sum_{k=1}^n \delta_{i,k} D2_{i,t} + \beta_{i,t-1} + v_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

Eşitlik (5)’te yer alan D1 ve D2 kukla değişkenleri belirtmekte ve Eşitlik (6)’da gösterildiği şekilde hesaplanmaktadır.

$$D1 = \begin{cases} 1, & t = T_B + 1 \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad \text{ve} \quad D2 = \begin{cases} 1, & t > T_B + 1 \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad (6)$$

Bu denklemlerde T_B kırılma zamanına karşılık gelmektedir. PANKPSS testinde, sabit terimde m adet, trendde ise n adet kırılmaya ve parametre heterojenliğine izin verilmektedir. Heterojenlik özelliği sayesinde panelin tamamı için durağanlık sınaması yapılırken paneli oluşturan tüm kesitler için de bireysel durağanlık sınaması yapılabilmesi yönüyle oldukça kullanışlı ve bilgi sağlayıcı olduğu belirtilmektedir (Carrion-i-Silvestre, 2005).

3.3. Panel Eşbütünleşme Testleri

Makroekonomik değişkenlerin çoğunun durağan olmayan süreçler izlediği ifade edilmekle birlikte durağan olmayan değişkenlerin regresyonu sahte regresyon problemine yol açabilmektedir (Granger ve Newbold, 1974). Bu sorunun önlenmesi için fark alma yöntemiyle değişkenlerin durağan hale getirilmesi önerilse de bu yöntem uzun dönem dengesine ilişkin önemli bilgilerin kaybına neden olabilmektedir. Uzun dönem bilgisi kaybının önüne geçmek amacıyla da değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerini doğrudan analiz etmeye olanak tanıyan eşbütünleşme analizleri önerilmektedir (Pedroni, 2004).

Westerlund (2008) Durbin-Hausman (DH) panel eşbütünleşme testinde yatay kesit bağımlılığı varsayımı altında, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığı hem grup hem de panel boyutunda ayrı ayrı test edilebilmektedir. Testte otoregresif parametrenin tüm yatay kesitler için homojen olduğu varsayılmakta ve bu varsayım temelinde, temel hipotez reddedildiğinde, bütün yatay kesitler için eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu anlaşılmaktadır. Test süreci içerisinde önerilen grup istatistikleri hesaplanırken otoregresif parametrenin yatay kesitlere göre heterojen olmasına izin verilmektedir. Bu süreç içerisindeki temel hipotezin reddi ise en azından bazı yatay kesitler için eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna karşılık gelmektedir (Di Iorio ve Fachin, 2008; Bayar vd., 2011). Westerlund (2008) testinde değişkenlerin bütünleşme dereceleriyle ilgili ön bilgi dikkate alınmaz ve yatay kesitsel bağımlılığın olduğu durumlarda uzun dönemli ilişkiyi araştırabilmektedir ve bu durum karışık bütünleşme derecelerine izin verme opsiyonu bu testin en önemli avantajları arasındadır. Durbin-Hausman panel ve grup (DHg, DHP) istatistikleri, aşağıda gösterildiği şekilde tahmin edilmektedir (Westerlund, 2008):

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

Bu eşitliklerde yer alan $\hat{e}_{it}^2$, hata düzeltme modeli temelli olan bu yapının artıklarını ifade etmektedir. DHg, DHP istatistikleri temel hipotezi reddederse değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğu anlamına gelmektedir (Westerlund, 2008). Westerlund (2008) testi yatay kesit bağımlılık ve karışık bütünleşme derecelerine izin veren tahmin süreciyle her ne kadar esnek bir yapı sunsa da bu testte yapısal kırılma ya da kırılmalara ilişkin herhangi bir varsayım bulunmamakta ve eğer modelde yapısal bir kırılma mevcut ise bu testin gücünde azalış problemi ortaya çıkabilmektedir. Bu araştırmada da robust sonuçlar elde edebilmek amacıyla hem yatay kesit bağımlılık hem de yapısal kırılma varsayımı bulunan Westerlund ve Edgerton (2008) tarafından geliştirilen LM temelli panel eşbütünleşme testine başvurulmuştur.

Bu test, trendde ve sabit terimde meydana gelen kırılmaları dikkate alabilmenin yanı sıra, serisel korelasyon ve değişen varyans sorunlarını da düzelterek tahminlerde bulunmaktadır. Ayrıca test, değişkenlerdeki yapısal kırılma tarihlerinin birimden birime farklılık göstermesine olanak tanımaktadır (Dobnik, 2011). Testin kullanılabilmesi için incelenen tüm süreçlerin durağanlık derecelerinin “1” olması gerekmektedir. İki farklı versiyonu olan bu teste ait test istatistiği Eşitlik (8)’de gösterildiği şekilde hesaplanmaktadır (Dobnik, 2011):

$$\overline{LM}_\varphi(N) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N LM_\varphi(i) \text{ ve } \overline{LM}_\tau(N) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N LM_\tau(i) \quad (8)$$

Testin temel hipotezinde eşbütünleşme ilişkisi olmadığı ifade edilmektedir (Westerlund ve Edgerton, 2008).

3.4. Panel Eşbütünleşme Modeli Tahmincileri

Panel birim kök ve eşbütünleşme testi seçimi gibi panel eşbütünleşme modelini tahmin ederken de bazı kavramları göz önünde bulundurmak önemlidir. Araştırılan modelde yatay kesit bağımlılık ve parametre heterojenliğinin olması bu özellikleri varsayımları arasında bulunduran panel regresyon modeli tahmincilerinin seçimini gerektirmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2017). Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğunda EKK tahmincisi yanlış ve tutarsız bir sonuç verebilmektedir. Bu nedenle Pedroni (1996; 2000; 2001), panel eşbütünleşme yapılarını tahminlemek için FMOLS ve DOLS tekniklerini önermiştir (Dritsaki ve Stiakakis, 2014). FMOLS yönteminde, modelin hata terimleri arasındaki eşzamanlı ilişkiler göz ardı edilmemekte ve böylece ikinci dereceden yanlışlık etkileri ortadan kaldırılmaktadır. FMOLS tahmincisi, standart tahmin edicilerde görülen değişen varyans, otokorelasyon gibi teşhis problemlerini de çözmektedir. DOLS tahmincisi ise bu saptamalara ek olarak modele dinamik unsurların dâhil edilmesi suretiyle geliştirilmiştir (Bulut, 2020). DOLS tahmincisi temel olarak aşağıdaki yapı üzerinden ilerlemektedir:

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_i X_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (9)$$

Bu model eşbütünleşme regresyonunun kesitler bazındaki heterojenliğini ifade etmektedir. İlk olarak her bir kesit için Eşitlik (9)’da gösterilen model tahminlenmekte ve ardından bu tahmin sonuçları gruplar ortalaması yaklaşımı ile panelin tamamı için birleştirilmektedir. Eşitlik (10)’da Zit bağımsız değişkenler vektörüne ve $\bar{Y}_{it} = Y_{it} - \bar{Y}_i$ karşılıktır. Böylece gruplanmış DOLS tahmincisi her bir kesitten elde edilen DOLS tahmincilerinin ortalaması alınarak hesaplanmaktadır (Pedroni, 2000; 2001):

$$\hat{\beta}_{G,DOLS} = N^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T (Z_{it} Z'_{it})^{-1}) \right] (\sum_{t=1}^T (Z_{it} \bar{Y}_{it})) \text{ ve } \hat{\beta}_{G,DOLS} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{DOLS,i} \quad (10)$$

Benzer yöntem ile t istatistiklerinin de ortalaması alınarak $t_{\hat{\beta}_{DOLS,i}}$ elde edilmektedir:

$$t_{\hat{\beta}_{G,DOLS}} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_{\hat{\beta}_{DOLS,i}} \text{ ve } t_{\hat{\beta}_{DOLS,i}} = (\hat{\beta}_{DOLS,i} - \beta) \left[\sigma_i^{-2} \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \right]^{1/2} \quad (11)$$

Ayrıca, DOLS tahmincisinde açıklayıcı değişkenlerin öncül ve gecikmeli değerlerinin modele dahil edilmesi geri bildirim etkilerinin ve içsellik yok edilmesini de sağlamaktadır. Uzun dönem modellerinin tahmininde sıklıkla kullanılan bir diğer tahminci ise Pedroni (1996; 2000) tarafından geliştirilmiş olan FMOLS yaklaşımıdır. Bu süreçte uzun dönem kovaryans

matrisinin yatay kesitlere göre değişmesine izin verilmektedir. Pedroni tarafından önerilen panel FMOLS yönteminin temel alındığı model Eşitlik (9)’de gösterilen bir yapı üzerinden ilerlenmekte ve tahmincinin t istatistiği Eşitlik (12)’de belirtilen yöntemle hesaplanmaktadır (Pedroni, 2001):

$$t = (\hat{\beta}_{FMOLS} - \beta) \sqrt{\sum_{i=1}^N \hat{\Omega}_{\varepsilon_i}^{-1} \sum_{i=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2} \rightarrow N(0,1) \quad (12)$$

Bir sonraki aşamada ise yine gruplar ortalaması tekniğiyle Eşitlik (13)’te gösterilen istatistik elde edilmektedir (Pedroni, 2001):

$$\bar{t}_{GFMOLS} = N^{-1/2} \sum_{t=1}^T t_{\hat{\beta}_{FMOLS,i}} \rightarrow N(0,1) \quad (13)$$

Ayrıca FMOLS tahmincisi eşbütünleşme araştırmalarında, panel DOLS tekniğinden elde edilen sonuçlarını teyit etmek amacıyla sıklıkla kullanılmaktadır.

3.5. Veri Seti ve Model

Bu araştırmada, 1996-2020 dönemine ait BRICS-T ülkelerine yönelik yıllık veriler kullanılarak küreselleşme ile hisse senedi piyasası oynaklığı arasındaki ilişkiler tespit edilmeye çalışılmıştır. Hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmayı yansıtan bağımlı değişken olarak hisse senedi getirileri volatilitesi (VOL) kullanılmış ve bu veri World Bank/Bloomberg veri tabanından elde edilmiştir (World Bank, 2024). Bu endekse göre hisse senedi fiyat oynaklığı, ulusal hisse senedi piyasa endeksinin 360 günlük volatilitésinin ortalaması alınarak hesaplanmıştır. Bağımsız değişkenler arasında ise genel küreselleşme düzeyini temsil eden Küreselleşme Endeksi (KOFGI), ekonomik faaliyetlerin küresel entegrasyonunu yansıtan Ekonomik Küreselleşme Endeksi (EG), uluslararası ticaret faaliyetlerini ölçen Ticari Küreselleşme Endeksi (TRG), finansal piyasalardaki küresel bağlantıları temsil eden Finansal Küreselleşme Endeksi (FIG), toplumlar arası sosyal ilişkilerin yoğunluğunu gösteren Sosyal Küreselleşme Endeksi (SOG), kültürel etkileşimlerin küresel etkilerini yansıtan Kültürel Küreselleşme Endeksi (CUG) ve küresel siyasi entegrasyonu ölçen Politik Küreselleşme Endeksi (POG) yer almakta olup, bu veriler Swiss Economic Institute veri tabanından derlenmiştir (KOF Swiss Economic Institute, 2024).

Küreselleşme ve küreselleşmenin alt boyutları olan endeksler yıllık frekanslı olarak elde edilmiştir. Ayrıca, araştırmaya ülkelerin ekonomik özgürlük düzeylerini temsil eden Ekonomik Özgürlük Endeksi (EFI) de bağımsız değişken olarak modele dâhil edilmiş ve The Heritage Foundation veri tabanından temin edilmiştir (Heritage Foundation, 2024). Bu endeks, küresel piyasalarla entegrasyonu teşvik eden neoliberal politikaların bir yansımasıdır. Devlet müdahalesinin azalması, özel mülkiyetin güvence altına alınması gibi boyutlar, finansal küreselleşmenin altyapısını oluşturmaktadır. Bu nedenle EFI, ekonomik küreselleşmenin dolaylı bir göstergesi olarak analiz kapsamında dahil edilmiştir.

BRICS ülkeleri, küresel ekonomide büyüklükleri ve potansiyelleri nedeniyle birbirlerine benzerliğe sahip olan uluslararası bir örgüttür. BRICS ülkeleri hem kendi aralarında hem de diğer ülkelerle olan ticaret ve yatırım ilişkilerinden dolayı dünya ekonomisinde büyük bir etkiye

sahiptirler (Demir, 2020). Bu ölkeler, dünya nüfusunun büyük bir bölümünü oluřturmakta ve dinamik bir iř gücüne sahiptirler. Ayrıca, bu ölkeler geliřmekte olan ölkeler ekonomileri olarak görölmektedirler. Küresel, ekonomik ve politik konularda birlikte hareket etme potansiyeline sahiptirler.

Arařtırmada, Türkiye'nin geliřmekte olan ölkeler ekonomisi olarak kabul edilmesi, bunun yanında hem BRICS ölkeleri hem de BRICS ölkelerinin diğeri ticaret ve yatırım ortaklıklarıyla önemli ticaret iliřkilerine sahip olması ve benzer stratejik hedeflere (sürdürülebilir kalkınma, enerji güvenliğı, ticaretin geliřtirilmesi vb.) sahip olması nedenleriyle, örnekleme Türkiye de dahil edilmiřtir (Kurt, 2024).

Arařtırmaya konu olan değıřkenlerin 1996-2020 periyodundaki davranıřlarını değıřlendirmeye yönelik olarak hesaplanan tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de gösterilmektedir. Tablo 1 incelendiğinde arařtırmada kullanılan veriler 1350 gözlem sayısından oluřtuğı, standart sapması en yüksek değıřkenin VOL (11,83937) en düşük ise EFI (5,117069) olduğı görölmektedir. En düşük minimum değıř TRG (20) en büyük değıř ise POG (93) değıřkenidir. Ortalamada ise en yüksek POG (87,28) en düşük ise VOL (26,4066) değıřkenidir.

Tablo 1. Özet İstatistikler

Değıřkenler	Gözlem Sayısı	Ortalama	St. Sapma	En Küçük Değıř	En Büyük Değıř
VOL	150 (6x25)	26.4066	11.83937	10.29	69.16
KOFGI	150 (6x25)	62.28667	7.139395	41	72
EG	150 (6x25)	46.42	7.612485	21	58
TRG	150 (6x25)	45.38667	9.403545	20	63
FIG	150 (6x25)	47.44	8.308223	22	63
SOG	150 (6x25)	53.12667	11.82495	23	72
CUG	150 (6x25)	55.46667	10.57264	27	75
POG	150 (6x25)	87.28	5.384691	57	93
EFI	150 (6x25)	56.51933	5.117069	47.4	67.1

Not: İlgili dönem aralığında değıřkenlerin aldığı değıřlerin açık bir řekilde anlařılması amacıyla özet istatistikler ham veriler üzerinden hesaplanmıřtır.

Arařtırmada küreselleřmenin alt boyutlarının (politik, sosyal, kültürel vb.) hisse senedi piyasası oynaklığı üzerindeki etkilerinin ayrı ayrı modellenmesi gerekliliğı, çok boyutlu küreselleřme kuramları ve finansal volatilitenin doğasına iliřkin teorik yaklařımlarla temellendirilebilir. Küreselleřme yalnızca finansal entegrasyonla sınırlı bir süreç olmayıp, politik karar alma mekanizmaları, kültürel normların yayılması ve toplumsal yapının dönüşümü gibi çok sayıda yapısal unsuru da kapsamaktadır (Held vd., 1999; Steger, 2003). Dolayısıyla, her bir alt boyut, yatırımcı davranıřlarını, piyasa beklentilerini ve risk algılarını farklı řekillerde etkileyebilmektedir. Örneğın, politik küreselleřme çerçevesinde devletler arası iř birlikleri, uluslararası hukuk normları ve küresel yönetiřim pratikleri piyasalarda düzenleyici belirsizliğı azaltarak volatilitenini düşürebilir (Keohane ve Nye, 2000). Buna karřın, sosyal küreselleřme, bilgi ve iletiřim teknolojileri aracılığıyla finansal bilgiye eriřimi kolaylařtırarak yatırım kararlarını hızlandırabilir ve anlık oynaklık tepkilerine neden olabilir (Castells, 1996). Kültürel küreselleřme ise bireysel yatırımcıların finansal okuryazarlık, risk alma eğılimleri ve piyasa tepkilerini řekillendiren değıř setlerini dönüřtürerek volatilitenin sosyal psikolojik boyutunu etkileyebilir (Hofstede, 2001).

Bu kuramsal plan çerçevesinde, küreselleşmenin alt bileşenlerinin piyasalar üzerindeki etkilerini bütüncül bir yapı içinde değil, ayrıştırılmış ve özgün etkileriyle ele almak hem modelleme doğruluğunu artıracak hem de ampirik analizlerin açıklayıcılığını güçlendirecektir. Literatürde, bu tür ayrıştırmaların çoğunlukla finansal boyuta odaklandığı; sosyal, kültürel ve politik boyutların ya soyut düzeyde ele alındığı ya da ihmal edildiği görülmektedir. Bu durum, küreselleşme ve oynaklık ilişkisini tek boyutlu analizlerle sınırlandırmakta ve dinamik piyasa yapısına dair teorik kavrayışı zayıflatmaktadır. Bu nedenle çalışmada, küreselleşmenin alt boyutlarının ayrı ayrı modellenmesi hem teorik bütünlüğü sağlamak hem de volatilité üzerindeki yapısal etkileri daha doğru biçimde tespit edebilmek açısından önemlidir.

EK (1)’de sunulan korelasyon analizi sonuçlarına göre, bağımlı değişken LVOL ile açıklayıcı değişkenler arasında (LFİG hariç olmak üzere), negatif ve istatistiksel olarak anlamlı korelasyonlar tespit edilmiştir. Diğer yandan, açıklayıcı değişkenler arasında (LKOFGI ve LSOG, LCUG ve LSOG, LKOFGI ve LCUG, LEG ve LTRG, LCUG ve LPOG, LEG ve LFİG, LEG ve LKOFGI, LKOFGI ve LFİG) %75 üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı korelasyonlar tespit edilmiştir. Bu yüksek korelasyon katsayıları, aynı regresyon modelinde yer alacak değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorununa yol açabileceği için regresyon tahminleri farklı modeller üzerinden gerçekleştirilmiştir. Literatür tarafından önerilen teorik çerçeve ve korelasyon analizinden elde edilen bulgular doğrultusunda, araştırma modellerinin spesifikasyonu açık formda aşağıdaki şekilde sunulmaktadır:

$$LVOL_{it} = \alpha_{1i} + \beta_{1i}LKOFGI_{it} + u_{1it} \quad (1)$$

$$LVOL_{it} = \alpha_{2i} + \beta_{2i}LEG_{it} + u_{2it} \quad (2)$$

$$LVOL_{it} = \alpha_{3i} + \beta_{3i}LTRG_{it} + u_{3it} \quad (3)$$

$$LVOL_{it} = \alpha_{4i} + \beta_{4i}LFİG_{it} + u_{4it} \quad (4)$$

$$LVOL_{it} = \alpha_{5i} + \beta_{5i}LSOG_{it} + u_{5it} \quad (5)$$

$$LVOL_{it} = \alpha_{6i} + \beta_{6i}LCUG_{it} + u_{6it} \quad (6)$$

$$LVOL_{it} = \alpha_{7i} + \beta_{7i}LPOG_{it} + u_{7it} \quad (7)$$

$$LVOL_{it} = \alpha_{8i} + \beta_{8i}LEFI_{it} + u_{8it} \quad (8)$$

Bu eşitliklerde $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \beta_{3i}, \beta_{4i}, \beta_{5i}, \beta_{6i}, \beta_{7i}, \beta_{8i}$ parametreleri tahminlenen eğim katsayılarını, $\alpha_{1i}, \alpha_{2i}, \alpha_{3i}, \alpha_{4i}, \alpha_{5i}, \alpha_{6i}, \alpha_{7i}$ ve α_{8i} , tahminlenen sabit terimleri ve $u_{1it}, u_{2it}, u_{3it}, u_{4it}, u_{5it}, u_{6it}, u_{7it}$ ve u_{8it} ise ilgili modellerin artık terimlerini ifade etmektedir.

4. Bulgular

Panel birim kök ve durağanlık araştırmaları, yatay kesitleri oluşturan birimlerin birbirlerinden bağımlı ya da bağımsız olması durumuna göre iki gruba ayrılarak birinci nesil ve ikinci nesil yaklaşımlar aracılığıyla test edilmektedir. Birinci nesil panel birim kök testlerinde yatay kesit bağımlılık ile ilgili herhangi bir varsayım bulunmazken ikinci nesil testler ise bu varsayımı test süreçlerine dahil ederek birim kök ve durağanlık araştırmaları yapmaktadır (Güloğlu ve İspir, 2011; Yerdelen Tatoğlu, 2017). Uygulamalı araştırmalarda yatay kesit bağımlılığın olmadığı varsayımı oldukça katı bir varsayım olarak kabul edilmiş ve bu sorunun varlığının panel birim kök testlerinden önce araştırılması gerektiği ifade edilmiştir. Yatay kesit

bağımlılık sorunu, birim kök ve durağanlık testleri de dahil olmak üzere birçok testin yanlış sonuçlar üretmesine yol açabilmektedir (O’Connell, 1998, Güloğlu vd., 2012).

Diğer yandan yatay kesit bağımlılık testlerinin de gücü birim boyutu ve zaman boyutunun birbirine göre olan durumundan etkilenmektedir. Bu sebeple seçilecek olan testin, panel veri setinin özelliklerine uyması gerekmektedir. Bu arařtırmada zaman boyutu birim boyutundan daha büyük olduđu için Breusch ve Pagan (1980) LM testi ve bu testin hem T hem de N’nin büyük olduđu durumlara göre uyarlanmış bir versiyonu olan Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilmiş olan versiyonu kullanılarak yatay kesit bağımlılık tespit edilebilmektedir (De Hoyos ve Sarafidis, 2006; Kar vd., 2011; Satrovic vd., 2021).

Tablo 2. Değişkenler için Yatay Kesit Bağımlılığı Testlerinin Sonuçları

Değişkenler	LM Test İstatistiği	Olasılık	Sapması Düz. LM Test İstatistiği	Olasılık
LVOL	79.6199***	0.0000	40.841***	0.0000
LKOFGI	347.1319***	0.0000	55.991***	0.0000
LEG	131.9921***	0.0000	48.030***	0.0000
LTRG	85.9890***	0.0000	42.696	0.0010
LFIG	118.0787***	0.0000	53.245***	0.0000
LSOG	351.5552***	0.0000	40.884***	0.0000
LCUG	269.0979***	0.0000	49.957***	0.0000
LPOG	312.2978***	0.0000	45.051***	0.0000
LEFI	78.1440***	0.0000	34.403***	0.0000

Not: *, **, *** sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.

Tablo 2’de arařtırmaya konu olan değişkenler için yatay kesit bağımlılık testlerinden elde edilen sonuçlar gösterilmektedir. Hem Breusch ve Pagan (1980) LM testinin hem de Pesaran vd. (2008) sapması düzeltilmiş LM testlerinin temel hipotezleri ilgili değişkende yatay kesit bağımlılık sorunu olmadığını belirtmektedir. Test istatistikleri incelendiğinde, tüm değişkenler için bahsi geçen temel hipotezlerin reddedildiği görülmekte, böylelikle de bütün değişkenlerde yatay kesit bağımlılık sorunu olduđu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, bu değişkenlerin birim kök ve durağanlık analizlerinde yatay kesit bağımlılık sorununu dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testleriyle arařtırmaya devam edilmesi bulguların güvenilirliği ve doğruluđu açısından önemlidir (Güloğlu vd., 2012; Çiğdem ve Altaylar, 2020; Guven vd., 2022). Bu arařtırmada da değişkenlerin birim kök ve durağanlık sınamaları için T>N özellikli panellerde de birim kök sınamalarında kullanılabilen Pesaran (2007) CIPS panel birim kök testinden ve Carrion-i Silvestre (2005) PANKPSS yapısal kırılmalı panel durağanlık testinden faydalanılmıştır.

Tablo 3. CIPS Panel Birim Kök Testinin Sonuçları

Değişkenler	Sabit Terimli CIPS İstatistiği	Sabit Terim& Trendli CIPS İstatistiği	Değişkenler	Sabit Terimli CIPS İstatistiği	Sabit Terim& Trendli CIPS İstatistiği
LVOL	-2.334	-2.426	ΔLVOL	-4.393***	-4.312***
LKOFGI	-2.679***	-2.586	ΔLKOFGI	-4.625***	-4.655***
LEG	-2.796	-3.124***	-	-	-
LTRG	-1.836	-1.931	ΔLTRG	-4.645***	-4.664***
LFIG	-2.899***	-3.208***	-	-	-
LSOG	-2.758***	-2.854***	-	-	-
LCUG	-1.803	-2.653	ΔLCUG	-4.437***	-4.570***
LPOG	-2.897***	-2.680	ΔLPOG	-5.102***	-4.491***
LEFI	-2.033	-2.737	ΔLEFI	-5.292***	-5.521***

Not: i. *, **, *** sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir. ii. “-“ durağan olduğu sonucu elde edilen değişkenleri için birinci fark alma işleminin yapılmadığı aşamaları ifade etmektedir. iii. CIPS panel birim kök testinin 0.10, 0.05, 0.01 önem seviyelerindeki kritik değerleri sırasıyla sabit terimli opsiyon için -2.21, -2.33 ve -2.57 iken, sabit terim ve trendli opsiyonda ise -2.73, -2.86 ve -3.10’dur. iv. LKOFGI ve LPOG değişkenleri trendli serilerdir ve bu sebeple CIPS istatistiğinin sabit terim ve trendli opsiyonunda söz konusu iki değişken için temel hipotez reddedilememektedir.

CIPS panel birim kök testinin temel hipotezinde incelenen değişkenin birim kök içerdiği ifade edilmektedir. Tablo 3’te yer alan test istatistikleri incelendiğinde LEG, LFIG ve LSOG değişkenleri için ilgili temel hipotezin reddedildiği görülmekte ve dolayısıyla bu değişkenlerin düzeyde durağan olduğu sonucuna varılmaktadır. LVOL, LCUG, LEFI, LKOFGI ve LPOG değişkenleri için ise bahsi geçen temel hipotezin reddedilemediği görülmekle birlikte bu değişkenlerin düzeyde durağan olmadığı sonucu elde edilmektedir. Bu aşamada, durağan olmadığı ifade edilen değişkenlerin durağanlık derecelerini belirleyebilmek amacıyla, birinci fark alma işlemi uygulandıktan sonra tekrar CIPS panel birim kök testine tabi tutulmuş ve bu defa temel hipotezin reddedildiği görülmüştür. Böylelikle, LEG, LFIG ve LSOG değişkenlerinin I(0); LVOL, LCUG, LEFI, LTRG, LKOFGI ve LPOG değişkenlerinin ise I(1) değişkenler olduğu kaydedilmiştir. Ancak, Pesaran (2007) CIPS panel birim kök testi, ikinci nesil bir test olsa dahi serilerde meydana gelebilecek herhangi bir yapısal kırılmayı test stratejisine dahil etmemektedir. Bu bağlamda, CIPS panel birim kök testiyle durağan olmadığı sonucuna ulaşılan değişkenlerin daha ayrıntılı durağanlık araştırmaları için Carrion-i Silvestre (2005) tarafından geliştirilen PANKPSS yapısal kırılmalı panel durağanlık testine de başvurulmuş ve elde edilen bulgular Tablo 4’te paylaşılmıştır.

Tablo 4. PANKPSS Kırılmalı Panel Durağanlık Testinin Sonuçları

Değişkenler	Sabit Terimli LM İstatistiği	As. Olasılık	Sabit Terimli & Trendli LM İstatistiği	As. Olasılık
LVOL	1.309*	0.095	6.337***	0.000
LKOFGI	4.995***	0.000	1.321*	0.093
LTRG	0.896	0.185	1.022	0.153
LCUG	1.604*	0.054	-0.757	0.776
LPOG	-0.539	0.705	35.963***	0.000
LEFI	24.857***	0.000	5.889***	0.000

Not: i. LTRG ve LCUG değişkenleri trend içermektedir ve sabit terim ve trendli LM istatistiğinin olasılık değeri dikkate alınmıştır. ii. LVOL, LKOFGI, LPOG değişkenleri trend içermektedir ve sabit terim& trendli LM istatistiğinin olasılık değeri dikkate alınmıştır.

PANKPSS yapısal kırılmalı panel durağanlık testinin temel hipotezinde yapısal kırılmalar varlığında durağanlık, durağan olmama alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır. LM test istatistikleri incelendiğinde, LVOL, LKOFGI, LPOG ve LEFI değişkenleri için yapısal kırılmalı durağanlık hipotezi reddedildiği için bu değişkenlerin durağan dışı; LTRG ve LCUG değişkenleri için ise söz konusu temel hipotez reddedilemediği için ise bu değişkenlerin durağan olduğu bulgusuna ulaşılmaktadır.

Yapısal kırılma testlerinden elde edilen sonuçlara göre, analiz edilen ülkelerde hem sabit terimde hem de sabit terim ve trend birlikte dikkate alındığında, küreselleşme göstergelerinde anlamlı yapısal kırılmaların meydana geldiği görülmektedir. Sabit terimde ve trendli LM bulgularına göre TRG değişkeni için Brezilya 2001-2005, Çin 2002-2013, Rusya 2001-2004, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye için 2003-2006 yılları olduğu bulgusuna, CUG için ise Brezilya ve Çin 2004 -2017, Rusya, Güney Afrika ve Türkiye 2003-2013 yılları ve Hindistan için ise 2003-2007 yıllarında kırılmalar olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Tablo 3 ve Tablo 4'te yer alan bulgular birlikte değerlendirildiğinde, araştırmada hem düzeyde durağan hem de birinci farklarda durağan değişkenlerin var olduğu tespit edilmiştir. Bu bağlamda, durağan olmayan değişkenlerin varlığının yol açabileceği sahte regresyon sorunuyla karşılaşmamak için eşbütünleşme ilişkilerinin varlığını araştırmak önemlidir (Granger ve Newbold, 1974; Engle ve Granger, 1987). Ancak panel veri analizinde klasik zaman serileri analizlerinden farklı olarak, eşbütünleşme incelemeleri öncesinde de olası yatay kesitsel bağımlılık probleminin araştırılması ve eğer bu problem varsa bu yapıyı varsayımlarına dahil eden panel eşbütünleşme testleri vasıtasıyla eşbütünleşme sınamalarının gerçekleştirilmesi gerekmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2017). Bu çalışmada $T > N$ karakterli bir panel veri seti kullanıldığı için BP_{LM} testi ve $LM_{adj.}$ testlerinden faydalanılarak eşbütünleşme denklemlerindeki olası yatay kesit bağımlılık sorunu araştırılmış ve bulgular Tablo 5 Panel A'da gösterilmiştir.

Tablo 5. Yatay Kesit Bağımlılık ve Panel Eşbütünleşme Testlerinin Sonuçları

Model	Panel A- Eşbütünleşme Modeli için YKB Testleri				Panel B- Panel Eşbütünleşme Testleri			
	LM Test İstatistiği	Olasılık	Sapması Düz. LM	Olasılık	DH_panel İstatistiği	Olasılık	LM Test İstatistiği	Asimptotik Olasılık
Model 1	61.25***	0.0000	22.47***	0.0000	1.437*	0.075	10.321***	0.000
Model 2	66.49***	0.0000	25.64***	0.0000	1.212	0.131	1.420*	0.078
Model 3	58.98***	0.0000	21.96***	0.0000	1.427*	0.077	-	-
Model 4	65.15***	0.0000	25.01***	0.0000	1.311*	0.095	-	-
Model 5	62.48***	0.0000	23.03***	0.0000	1.539*	0.062	2.946***	0.002
Model 6	59.16***	0.0000	29.61***	0.0000	1.569*	0.058	-	-
Model 7	56.07***	0.0000	20.02***	0.0000	1.282	0.100	8.059***	0.000
Model 8	59.39***	0.0000	22.19***	0.0000	1.520*	0.064	-	-

Not: *, **, *** sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir. ii. Westerlund (2008) DH panel eşbütünleşme testine ait kritik değerler 0.10, 0.05 ve 0.01 önem seviyelerinde sırasıyla 1.28, 1.65 ve 2.33'tür.

BP_{LM} ve $LM_{adj.}$ testlerinin temel hipotezlerinde eşbütünleşme denkleminde yatay kesit bağımlılık sorununun yokluğu sınanmaktadır. Test istatistikleri incelendiğinde, tüm modeller için temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Bu bulgular doğrultusunda, eşbütünleşme

ilişkilerinin araştırılmasında tercih edilecek panel eşbütünleşme testinin, yatay kesit bağımlılık sorununu dikkate alan panel eşbütünleşme testlerinden olması gerekmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2017; Çiğdem ve Altaylar, 2020). Bu çalışmada ise, ikinci nesil panel eşbütünleşme testlerinden Westerlund (2008) DH ve LM tabanlı Westerlund ve Edgerton (2008) testlerine başvurularak uzun dönem ilişkileri araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 5 Panel B’de gösterilmiştir.

Westerlund (2008) DH testinin temel hipotezinde ilgili modelde eşbütünleşme ilişkisi olmadığı ifade edilmektedir. DH testine ait istatistikler Model 1, Model 3, Model 4, Model 5, Model 6 ve Model 8 için reddedilmektedir. Dolayısıyla, uzun dönemde LVOL ile LKOFGI, LTRG, LFIG, LSOG, LCUG ve LEFI değişkenlerinin birlikte hareket ettiği anlaşılmaktadır. Ancak, Westerlund (2008) DH testi yapısal kırılma ya da kırılmalar dikkate alınmaması sebebiyle robust sonuçlar elde etmek amacıyla Westerlund ve Edgerton (2008) tarafından geliştirilen ve olası yapısal kırılma ya da kırılmalara izin verebilen, yatay kesitsel bağımlılık durumunda da çalışabilen panel eşbütünleşme testine başvurularak eşbütünleşme ilişkileri araştırılmıştır.

LM test istatistikleri incelendiğinde eşbütünleşme olmadığını belirten temel hipotezin reddedilerek bahsi geçen modellerde yapısal kırılmalar varlığında eşbütünleşme ilişkileri olduğu anlaşılmaktadır. Bu kapsamda Model 1 (VOL-KOFGI) için Brezilya 1997-2008-2014), Model 2 (VOL-EG) Brezilya için (1997-2008-2014), Model 7 (VOL-POG) için Brezilya (1997-2008-2013) ve Çin (1996-2011), Model 8 (VOL-EFI) için Brezilya (2008) ülkesinde anlamlı kırılmalar olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Kırılma tarihleri incelendiğinde, küreselleşme bağlamında Brezilya ülkesinin hisse senedi oynaklığı 1997 yılında Asya’da başlayan finansal kriz ve 2008 yılında ABD’de ortaya çıkan küresel mortgage finans krizlerinden negatif olarak etkilenmiştir. Ayrıca, Brezilya’nın 2014 yılında resesyona girmesi, ülkede genel seçimlerin yapılması ve Cumhurbaşkanı olarak Dilma Rousseff’in ikinci dönem için yeniden seçilmesi, piyasalar üzerinde belirsizlik yaratmış ve hisse senedi piyasalarında oynaklığa neden olmuştur (BBC News, 2014).

Çin hisse senedi piyasası 1990’lardan itibaren hızla büyümüş, hükümetin düzenleyici müdahaleleri ve vergi oranlarındaki değişiklikler piyasa oynaklığını etkilemiştir. 1998 yılında uluslararası yatırımcıların artan ilgisi likiditeyi artırırken, 2011 yılında küresel ekonomik belirsizlikler piyasadaki oynaklığı önemli ölçüde artırmıştır (Cano Berlanga ve Giménez-Gómez, 2018; Deschamps vd., 2022).

Sonuç olarak, incelenen modellerin tamamında eşbütünleşme ilişkileri olduğu tespit edilmiş ve eşbütünleşme modelinin tahmininde eğim heterojenliğini araştırmak amacıyla Swamy (1970) ve Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen testlere başvurulmuştur. Tablo 6’da yer alan Δ ve düz. Δ istatistikleri, Pesaran ve Yamagata (2008) testinin ve Ki-kare istatistikleri ise Swamy (1970) testinin istatistikleridir. Her iki testin temel hipotezinde de modelin eğimlerinin homojen olduğu savı, eğimlerin heterojen olduğunu belirten alternatif hipoteze karşı sınanmaktadır.

Tablo 6. Eğim Homojenliği Testlerinin Sonuçları

Model	Δ İstatistiği	Olasılık	Düz. Δ İstatistiği	Olasılık	Ki-Kare İstatistiği	Olasılık
Model 1	6.083***	0.000	6.484***	0.000	167.98***	0.000
Model 2	2.257**	0.024	2.405**	0.016	87.69***	0.000
Model 3	1.825*	0.068	1.945*	0.052	80.09***	0.000
Model 4	2.938***	0.003	3.132***	0.002	82.49***	0.000
Model 5	6.073***	0.000	6.474***	0.000	157.32***	0.000
Model 6	2.058**	0.040	2.194**	0.028	126.55***	0.000
Model 7	7.440***	0.000	7.931***	0.000	159.11***	0.000
Model 8	2.526**	0.012	2.693***	0.007	79.10***	0.000

Not: *, **, *** sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.

Test istatistikleri incelendiğinde, her model için her iki teste göre de eğim homojenliği temel hipotezinin reddedildiği görülmektedir. Dolayısıyla, panel regresyon modeli tahmincisinin hem yatay kesit bağımlılık hem de eğim heterojenliği varsayımlarını bulundurması gerektiği anlaşılmaktadır. Bu sebeple araştırmada bahsi geçen varsayımlar altında uzun dönem modellerini tahminleyebilen DOLS ve FMOLS tahmincilerine başvurularak uzun dönem ilişkileri modellenmiştir.

Tablo 7. Uzun Dönem Modellerinin Tahmin Sonuçları

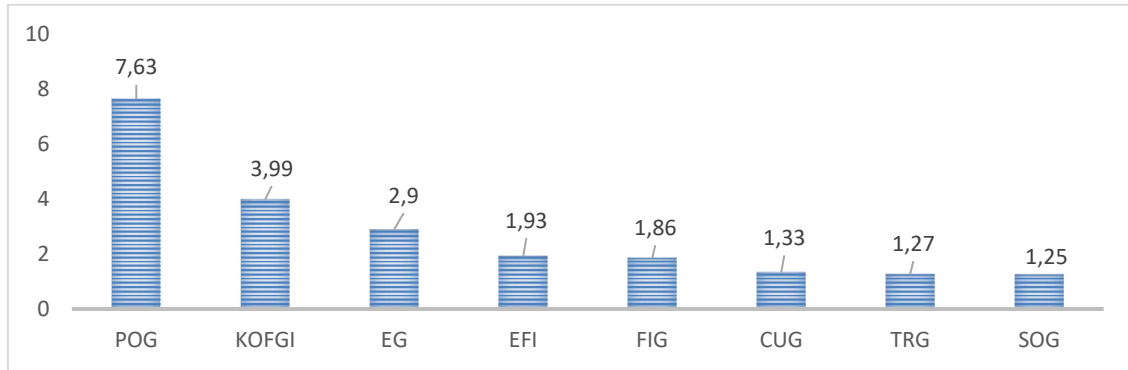
Bağımlı Değişken: LVOL	Tahminci		Bağımlı Değişken: LVOL	Tahminci	
Regresör: LKOFGI (Model 1)	DOLS	FMOLS	Regresör: LSOG (Model 5)	DOLS	FMOLS
Katsayı	-3.99***	-2.77***	Katsayı	-1.25***	-1.17***
t İstatistiği	-14.75	-18.74	t İstatistiği	-14.12	-22.59
Regresör: LEG (Model 2)	DOLS	FMOLS	Regresör: LCUG (Model 6)	DOLS	FMOLS
Katsayı	-2.90***	-2.89***	Katsayı	-1.33***	-1.27***
t İstatistiği	-2.75	-5.81	t İstatistiği	-15.16	-25.83
Regresör: LTRG (Model 3)	DOLS	FMOLS	Regresör: LPOG (Model 7)	DOLS	FMOLS
Katsayı	-1.27***	-1.54***	Katsayı	-7.63***	-6.78***
t İstatistiği	-2.86	-4.45	t İstatistiği	-14.46	-15.46
Regresör: LFIG (Model 4)	DOLS	FMOLS	Regresör: LEFI (Model 8)	DOLS	FMOLS
Katsayı	-1.86***	-0.97	Katsayı	-1.93***	-1.73***
t İstatistiği	-3.91	-7.05	t İstatistiği	-4.59	-4.38

Not: i. 0.10, 0.05 ve 0.01 önem seviyelerindeki kritik değerler sırasıyla 1.645, 1.960 ve 2.576'dır. Kritik değerler t tablosundan alınmıştır. ii. DOLS, FMOLS ve CCR tahmincilerinde gecikme uzunlukları default olarak "2" alınmıştır.

Tablo 7'de DOLS, FMOLS ve CCR tahmincileri vasıtasıyla elde edilen panel bazında (BRISC-T ülkelerinin tümünü temsilen) uzun dönem katsayı tahminlerinin sonuçları yer almaktadır. İlk değerlendirmelere göre, açıklayıcı değişken olarak atanan LKOFGI, LEG, LTRG, LFIG, LSOG, LCUG, LPOG ve LEFI'nin katsayılarının DOLS, FMOLS ve CCR tahmincilerine göre negatif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu bağlamda, uzun dönemde BRICS-T ülkelerinin genelinde, küreselleşme endeksi, EG, TRG,

FIG, SOG, CUG, POG ve EFI, bağımlı değişken olan hisse senedi oynaklıklarını istatistiksel olarak açıklamakta ve azaltıcı yönde etki etmektedir.

Açıklayıcı değişkenler temelinde niceliksel olarak elde ampirik bulgulara (*ana tahminci olan DOLS tahmincisi sonuçları temel alınmaktadır*) göre, uzun dönemde, genel küreselleşme endeksinde (KOFGI) meydana gelen %1’lik bir artış hisse senedi volatilitesi üzerinde yaklaşık olarak %3,99, EG’deki %1’lik artış volatilitesi üzerinde %2,90; ticari globalleşme endeksindeki %1’lik artış volatilitesi üzerinde %1,27, FIG’deki %1’lik artış volatilitesi üzerinde %1,86, SOG’daki %1’lik artış volatilitesi üzerinde %1,25, CUG’daki %1’lik artış volatilitesi üzerinde %1,33, POG’daki %1’lik artış volatilitesi üzerinde %7,63 ve EFI’deki %1’lik artış volatilitesi üzerinde %1,93 oranında bir azalışı beraberinde getirmektedir.



Şekil 1. Küreselleşme Endekslerindeki %1’lik Artışın Hisse Senedi Volatilitesi Üzerindeki Yaklaşık Katsayıları

Tablo 7 ve Şekil 1 incelendiğinde politik küreselleşme en fazla hisse senedi piyasası oynaklığını etkilerken, en az ise sosyal küreselleşmenin olduğu görülmektedir. Bu kapsamda özellikle politik küreselleşme açısından atılacak olumlu adımların hisse senedi piyasası oynaklıklarını azaltmada güçlü etkisi olabilecektir. Politik küreselleşme kapsamında ekonomik entegrasyonların sadece ticaretin serbestleşmesi ile kısıtlı kalmaması siyasi bütünleşmeye doğru adımların atılması yararlı olacaktır. Politik küreselleşme ulusal egemenlik haklarına zarar vermeden dengeli olarak yürütülmesi gereken bir husustur. Bu bağlamda ekonomik ve siyasal entegrasyonlar sermaye piyasalarının gelişimine katkı sağlayabilir.

Tablo 8’den elde edilen bulgulara göre, BRICS-T ülkelerinde küreselleşme ve alt bileşenlerinin hisse senedi piyasası volatilitesi üzerindeki etkileri ülkelere göre farklılık göstermektedir. KOFGI açısından bakıldığında, yalnızca Hindistan’da istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmamaktadır. Diğer ülkelerde küreselleşme endeksindeki %1’lik artış, hisse senedi piyasalarındaki volatiliteleri Rusya’da %8,92; Türkiye’de %6,40; Çin’de %3,10; Brezilya’da %3,90 ve Güney Afrika’da %2,42 oranında azaltmaktadır. Bu sonuçlar, küreselleşmenin en fazla Rusya, en az ise Güney Afrika piyasasında etkili olduğunu göstermektedir. EG açısından, hisse senedi piyasaları volatilitesi üzerinde Brezilya, Çin ve Hindistan’da anlamlı bir ilişki saptanmamıştır. Türkiye, Rusya ve Güney Afrika’da ise ekonomik küreselleşmedeki %1’lik artış volatiliteleri yaklaşık olarak sırasıyla %8,28; %6,57 ve %1,20 oranında azaltmaktadır. Bu durumda, ekonomik küreselleşmenin hisse senedi piyasaları volatilitesi üzerinde en çok Türkiye’de, en az ise Güney Afrika’da etkili olduğu görülmektedir.

Tablo 8. Uzun Dönem Modellerinin Ülke Bazlı Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken:									
LVOL									
Ülkeler		Model I	Model II	Model III	Model IV	Model V	Model VI	Model VII	Model VIII
Brezilya	Katsayı	-3.09***	-0.83	-1.74***	0.40	-1.42***	-1.82***	-6.66***	0.73
	St. Hata	0.36	0.88	0.42	0.68	0.10	0.14	0.39	0.91
	t İstatistiği	-8.59	-0.95	-4.11	0.58	-14.33	-12.93	-17.19	0.80
Çin	Katsayı	-3.10***	-0.67	-1.74***	-0.55**	-0.72**	-1.57***	0.49	-1.89
	St. Hata	0.69	1.02	0.42	0.24	0.39	0.28	0.88	1.61
	t İstatistiği	-4.48	-0.65	-4.11	-2.30	-1.85	-5.53	0.56	-1.18
Hindistan	Katsayı	-0.01	0.14	-0.44*	0.21	-0.48***	-0.60***	-9.99***	-4.57***
	St. Hata	0.38	0.27	0.30	0.21	0.11	0.12	1.78	0.56
	t İstatistiği	-0.03	0.51	-1.49	1.04	-4.28	-4.96	-5.62	-8.13
Rusya	Katsayı	-8.92***	-6.57*	0.91	-4.94***	-1.46***	-0.37	-15.64***	-6.39**
	St. Hata	1.57	3.48	1.29	0.88	0.25	0.62	4.10	3.12
	t İstatistiği	-5.69	-1.89	0.71	-5.62	-5.87	-0.60	-3.82	-2.05
Güney Afrika	Katsayı	-2.42***	-1.20*	-0.65	-4.06**	-0.85*	-1.63***	-1.53	3.22
	St. Hata	0.53	0.28	0.51	1.91	0.47	0.19	1.09	3.60
	t İstatistiği	-4.60	-1.90	-1.28	-2.12	-1.79	-8.59	-1.40	0.89
Türkiye	Katsayı	-6.40***	-8.28***	-5.84*	-2.20	-2.57***	-1.99***	-12.45***	-2.66*
	St. Hata	0.50	3.36	3.50	1.91	0.40	0.44	1.57	1.58
	t İstatistiği	-12.74	-2.46	-1.66	-1.15	-6.47	-4.52	-7.93	-1.68

Not: i. *, ** ve *** sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 önem seviyelerindeki kritik değerleri ifade etmektedir. ii. 0.10, 0.05 ve 0.01 önem seviyelerindeki kritik değerler sırasıyla 1.645, 1.960 ve 2.576'dır. Kritik değerler t tablosundan alınmıştır. iii. DOLS tahmincilerinde gecikme uzunlukları default olarak "2" alınmıştır.

TRG açısından, Çin, Rusya ve Güney Afrika'da anlamlı bir etki görülmezken; Brezilya, Hindistan ve Türkiye'de %1'lik artış volatilitiyi sırasıyla yaklaşık olarak %1,74; %0,44 ve %5,84 azaltmaktadır. Bu durumda, ticari küreselleşme endekslerinde yaşanan artışlar en fazla Türkiye'nin hisse senedi piyasası volatilitisini; en az ise Hindistan'ın hisse senedi piyasası volatilitisini etkilemektedir. FIG açısından, Brezilya, Hindistan ve Türkiye'de anlamlı bir ilişki bulunmamaktadır. Çin, Rusya ve Güney Afrika'da ise %1'lik artış volatilitiyi sırasıyla %0,55; %4,94 ve %4,06 oranında azaltmaktadır. Bu bağlamda, en büyük etki Rusya'da, en düşük etki ise Çin'de görülmektedir.

SOG, BRICS-T ülkelerinin tamamında anlamlı ve volatilitiyi azaltıcı bir etkiye sahiptir. Bu endekste %1'lik artış, Brezilya'da %1,42; Çin'de %0,72; Hindistan'da %0,48; Rusya'da %1,46; Güney Afrika'da %0,85 ve Türkiye'de %2,57 oranında azalmaktadır. Bu kapsamda sosyal küreselleşme endeksinin hisse senedi piyasası volatiliteleri üzerinde en etkili olduğu ülke Türkiye, en düşük etki ise Hindistan'dadır. CUG açısından, yalnızca Rusya'da anlamlı bir ilişki bulunmamaktadır. Diğer ülkelerde %1'lik artış volatilitiyi Brezilya'da %1,82; Çin'de %1,57; Hindistan'da %0,60; Güney Afrika'da %1,63 ve Türkiye'de %1,99 azaltmaktadır. Bu kapsamda kültürel küreselleşmenin hisse senedi piyasası volatilitesi Türkiye en yüksek, Hindistan ise en düşük etkiye sahiptir.

POG, Çin ve Güney Afrika dışında tüm ülkelerde anlamlıdır. Bu endekste %1'lik artış Brezilya'da %6,66; Hindistan'da %9,99; Rusya'da %15,64 ve Türkiye'de %12,45 oranında volatilitiyi azaltmaktadır. Bu kapsamda bu ülkeler arasında, POG'da görülen artışlar en çok Rusya'nın hisse senedi piyasası volatilitelerini en az ise Brezilya'nın hisse senedi piyasasındaki volatiliteleri etkilemektedir. Son olarak, EFI açısından Brezilya, Çin ve Güney Afrika'da

anlamli bir ilişki bulunmazken; Hindistan, Rusya ve Türkiye’de %1’lik artış volatiliteni sırasıyla %4.57; %6.39 ve %2,66 azaltmaktadır. Bu bağlamda, en yüksek etki Rusya’da, en düşük etki Türkiye’de olduğu görölmektedir.

5. Sonuç

Bu araştırma, küreselleşmenin çok boyutlu yapısının BRICS-T ülkeleri hisse senedi piyasası oynaklığı üzerindeki uzun dönemli etkilerini derinlemesine inceleyerek, mevcut literatürdeki önemli bir boşluğu doldurmayı hedeflemiştir. Çalışmada, ticari, finansal, ekonomik, sosyal, kültürel ve politik boyutları içeren KOF Küreselleşme Endeksi ile ekonomik özgürlük göstergeleri dikkate alınarak oluşturulan modelde, gelişmekte olan ülkelerde volatilitenin dinamiklerinin küresel entegrasyon süreçlerinden nasıl etkilendiği detaylı biçimde analiz edilmiştir. Panel veri analizine dayalı bu çalışmada, heterojen yapıların ve yapısal kırılmaların dikkate alındığı Westerlund ve Edgerton (2008) panel eşbütünleşme testleri ile birlikte DOLS ve FMOLS tahmincileri kullanılmış; böylece ülkeler arası farklılıklar ve zamana bağlı dalgalanmalar en doğru biçimde modellenmiştir. Bu yöntemsel yaklaşım, sadece sonuçların istatistiksel güvenilirliğini artırmakla kalmamakla birlikte; aynı zamanda çalışmayı literatürdeki diğer tek boyutlu veya sınırlı kapsamlı analizlerden ayırarak özgün bir metodolojik katkı sağlamıştır.

Araştırmadan elde edilen bulgular, BRICS-T ülkeleri özelinde küreselleşme ile hisse senedi oynaklığı arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki olduğu ve küreselleşmenin hisse senedi oynaklığı üzerinde azaltıcı yönde anlamlı bir etkisi olduğunu göstermektedir. Özellikle politik küreselleşme, volatiliteni en fazla etkileyen boyut olarak öne çıkmaktadır. Bu bulgu, uluslararası yönetim yapılarının güçlendirilmesi, diplomatik ilişkilerin istikrar kazanması ve küresel düzeyde normlara uyumun yatırımcı güvenliğini doğrudan etkilediğini göstermektedir. Politik küreselleşme kapsamında yaşanan belirsizlikler, özellikle sermaye hareketlerinin ve portföy yatırımlarının yönünü belirleyici bir faktör olarak öne çıkmaktadır. Sosyal küreselleşme, bilgi akışını hızlandırarak yatırım kararlarının daha geniş bir tabanda şekillenmesini sağlamakta; ancak piyasa oynaklığı üzerindeki etkisi diğer alt boyutlara kıyasla daha sınırlı kalmaktadır. Bu durum, piyasa istikrarının yalnızca bilgiye erişimle değil, aynı zamanda politik ve ekonomik yapıların öngörülebilirliğiyle de yakından ilişkili olduğunu göstermektedir.

Ülke bazında yapılan analizler, küreselleşme ve hisse senedi oynaklığı ilişkisinin homojen olmadığını, her ülkenin kendine özgü ekonomik, politik ve sosyal yapısına göre farklılaştığını ortaya koymaktadır. Örneğin, Brezilya’da politik belirsizliklerin ve toplumsal kutuplaşmaların oynaklığı artırdığı, özellikle Bolsonaro döneminde piyasaların sert dalgalandığı gözlenmiştir. Rusya’da enerji fiyatlarındaki oynaklıklar ve jeopolitik riskler, piyasa volatilitisini yüksek oranda etkilemiş, 2014 Kırım ilhakı sonrası uygulanan yaptırımlar ciddi sermaye çıkışlarına yol açmıştır. Hindistan’da küresel politika belirsizliklerinin ve ekonomik politika belirsizliği (EPU) endeksindeki artışların volatiliteni belirgin biçimde artırdığı ortaya konmuştur. Mishra vd. (2024) yapmış olduğu çalışmada EPU’nun Hindistan sermaye piyasası volatilitesi üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bu durum, küresel EPU’nun arttığı dönemlerde Hindistan sermaye piyasası volatilitesinin de dengesiz olacağını göstermektedir. Bu çalışmanın bulgularıyla desteklenmektedir. Çin’de hükümet müdahaleleri ve yapısal ekonomik dönüşüm süreçleri volatilitenin yönünü belirlemede önemli rol oynamaktadır. Deschamps vd. (2022) yapmış olduğu çalışmada, Çin’in makroekonomik

kořulları ve beklentilerinin uzun vadeli volatilitiyi artırdığını, sanayi üretimi ve perakende satışlardaki büyüme oranının da bu artışı desteklediğini bulmuřtur. Ayrıca Wang vd. (2019) de Çin hisse senedi piyasasının oynaklığının esas olarak hükümet politikaları tarafından yönlendirildiğini belirtmiştir. Güney Afrika’da ise finansal piyasalarda gerçekteşen deęişiklikler hisse senedi piyasası oynaklığını etkilediğı tespit edilmiştir. Chinzara (2011), Güney Afrika’da finansal piyasalardaki belirsizlik ve hisse senedi piyasası oynaklığını incelediğı arařtırmada hisse senedi piyasası oynaklığının makroekonomik belirsizlikten önemli ölçüde etkilendiğini, finansal krizlerin hisse senedi piyasası oynaklığını artırdığını ve döviz kurları ile kısa vadeli faiz oranlarındaki oynaklıkların hisse senedi piyasası oynaklığını etkileyen en önemli deęişkenler olduğunu belirtmişlerdir. Hsing (2011) çalışması da kamu açıklıklarının GSYİH’ye oranı, yerel reel faiz oranı, nominal efektif döviz kuru ve yerel enflasyon oranının hisse senedi piyasasını negatif yönde etkilediğini ifade etmiştir. Gupta ve Modise (2013) yapmış olduğı çalışmada finansal göstergelerden biri olan faiz oranı deęişikliklerinin Güney Afrika’da hisse senedi getirileri davranışı hakkında önemli bilgiler içerdini ifade etmiştir. Dolayısıyla bu arařtırmanın bulgularıyla desteklenmektedir. Türkiye özelinde hisse senedi piyasası oynaklığı daha çok ekonomik politika belirsizlikleri ve finansal entegrasyon gibi çeşitli faktörlerle bağlantılı olduğı bulgusuna ulařılmıştır. Özellikle, küresel ekonomik kriz dönemlerinde, Türkiye’nin hisse senedi piyasası, yabancı yatırımcı hareketlerine bağılı olarak daha fazla dalgalanma göstermektedir (Uçar ve Alsu, 2022).

Bu sonuçlar, küreselleşmenin piyasa oynaklığı üzerindeki etkilerinin tek yönlü ve tüm ülkeler için geçerli sabit bir modelle açıklanamayacağını; ülke özelinde farklı stratejiler geliştirilmesi gerektiğini vurgulamaktadır. Politika yapıcılar açısından, bu çalışmanın en önemli önerisi; politik istikrarın sağlanması, yatırımcı güvenliğini tesis edecek düzenleyici çerçevelerin oluşturulması ve ekonomik öngörülebilirliğin artırılması gerektiğidir. Ayrıca, piyasa derinliği ve şeffaflığını sağlayacak kurumsal reformlar ile finansal okuryazarlığın artırılması hem yerli hem de yabancı yatırımcıların hisse senedi piyasalarına olan güvenliğini güçlendirecektir. Bu kapsamda sosyal medya kaynaklarının doğru yönetimi, bilgi kirliliğinin azaltılması ve yatırımcıların teknik-temel analiz yapabilme kapasitelerinin geliştirilmesi büyük önem taşımaktadır. Yatırımcılar açısından bakıldığında ise Hull ve Basu’nun (2016) önerdiği gibi bu çalışma, portföy çeşitlendirmesi, uzun vadeli yatırım stratejileri, teknik ve temel analiz araçlarının etkin kullanımı, stop-loss emirleri ve türev ürünler aracılığıyla riskin hedge edilmesi gibi yöntemlerin, piyasa oynaklığına karşı alınabilecek rasyonel önlemler olduğunu ortaya koymaktadır. Son olarak, bu çalışmanın sınırlılıkları arasında belirli ülkelere ait veri kısıtları (Güney Afrika’nın 1996 yılından önce hisse senedi oynaklığına ilişkin verilerine ulařılamaması,) ve bazı tarihsel olayların dışsallığı (Sovyet Sosyalist Cumhuriyetler Birliği’nin dağılmasında Rusya’nın ayrılması ve bunun ekonomik deęişim süreci) yer almaktadır. Gelecek arařtırmalarda bu sınırlılıkların giderilmesi adına, örneklem ülke sayısının artırılması, farklı zaman dilimlerinin deęerlendirilmesi ve sektörel bazda oynaklık analizlerinin gerçekteştirilmesi önerilmektedir. Ayrıca, hisse senedi piyasası dışında tahvil, döviz veya kripto para piyasalarına yönelik benzer metodolojik yaklaşımlarla yapılacak çalışmalar, küreselleşmenin finansal istikrar üzerindeki etkilerini daha geniş bir perspektifle deęerlendirme fırsatı sunacaktır. Bu bağlamda arařtırma hem akademik literatüre hem de politika yapıcı ve yatırımcı çevrelerine yönelik çok boyutlu, karşılaştırmalı ve uygulamaya dönük nitelikte önemli çıkarımlar ve stratejik öneriler sunmaktadır.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Etik kurul izni ve/veya yasal/özel izin alınmasına gerek olmayan bu çalışmada araştırma ve yayın etiğine uyulmuştur.

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını beyan eder.

Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Adıgüzel, M. (2011). *Ekonomik, kültürel ve politik küreselleşme ve sonuçları* (1.bs) Ankara: Nobel Yayınları.
- Akkaya, G.C., Güney, S., Mocan, S. ve Tezcan, Ö. (2012). Enerji ve banka sektörlerine ait hisse senetleri üzerinde risk ayrıştırma çalışması. *Ekonomi ve Yönetim Arařtırmaları Dergisi*, 1(1), 9–24. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/eyad/>
- Allazov, M. (2020). *Impact of globalization on the World financial stock market*. Paper presented at the 19th RSEP International Economics, Finance & Business Conference, Prague, Czechia. Retrieved from <https://rsepconferences.com/past-conferences/19-th-rsep/>
- Ballester, L., Escrivá, A.M. and González-Urteaga, A. (2021). The nexus between sovereign CDS and stock market volatility: New evidence. *Mathematics*, 9(11), 1201. <https://doi.org/10.3390/math9111201>
- Baltagi, B.H., Feng, Q. and Kao, C. (2012). A Lagrange multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics*, 170(1), 164–177. doi:10.1016/j.jeconom.2012.04.004
- Bayar, G., Güloğlu, B. ve Tokpunar, S. (2011). *Türkiye ekonomisinin dinamikleri: Politika arayışları*. 7. Ekonomik Yaklaşım Kongresi'nde sunulan bildiri, Gazi Üniversitesi, Ankara Eriřim adresi: www.eykongre2011.org
- BBC News. (2014). *Brezilya'da seçim*. Retrieved from https://www.bbc.com/turkce/ozeldosyalar/2014/09/140910_brezilya_secim
- Bezgin, M.S. ve Karaçayır, E. (2022). Dow Jones Sukuk endeksiyle seçilmiş İslami hisse senedi endeksleri arasındaki volatilité etkileřimi. *Ekonomi, Politika ve Finans Arařtırmaları Dergisi*, 7(3), 697–712. <https://doi.org/10.30784/epfad.1116773>
- Breusch, T.S. and Pagan, A.R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239–253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Bulut, H. (2020). A panel cointegration study of the effect of R&D expenditures on innovation: The case of BRICS-T countries. In E. Sarıdoğan, B. Güloğlu, & C. Hannum (Eds.), *The effects of technological innovations on competitiveness and economic growth* (pp. 57–72). Istanbul: Istanbul University Press.
- Cano-Berlanga, S. and Giménez-Gómez, J.M. (2018). On Chinese stock markets: How have they evolved over time? *Annals of Operations Research*, 266(1), 499–510. <https://doi.org/10.1007/s10479-017-2532-9>
- Carrion-i-Silvestre, J.L. (2005). Health care expenditure and GDP: Are they broken stationary? *Journal of Health Economics*, 24(5), 939–954. doi:10.1016/j.jhealeco.2005.01.001
- Castells, M. (1996). *The rise of the network society* (The Information Age: Economy, Society and Culture, Cilt 1). Cambridge (MA): Blackwell Publishers.
- Chinzara, Z. (2011). Macroeconomic uncertainty and conditional stock market volatility in South Africa. *South African Journal of Economics*, 79(1), 27–49. doi:10.1111/j.1813-6982.2011.01262.x
- Cordella, T. and Ospino Rojas, A. (2017). *Financial globalization and market volatility: An empirical appraisal* (World Bank Policy Research Working Paper No. 8091). Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=2985517>
- Çetintař, Y. ve Aydın, C. (2022). Yenilenebilir enerji bağlamında çevre ve ekonomik büyüme ilişkisi: OECD ülkeleri örneđi. *Journal of Management and Economics Research*, 20(1), 292–312. <https://doi.org/10.11611/yead.1061056>
- Çiğdem, G. and Altaylar, M. (2020). Cointegration evidences from the new fragile five. *Journal of Life Economics*, 7(3), 269-282. <https://doi.org/10.15637/jlecon.7.020>

- Dabwor, D.T., Lorember, P.T. and Danjuma, S.Y. (2020). Stock market returns, globalization and economic growth in Nigeria: Evidence from volatility and cointegrating analyses. *Journal of Public Affairs*, 22(2), e2393. <https://doi.org/10.1002/pa.2393>
- De Hoyos, R.E. and Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. *The Stata Journal*, 6(4), 482-496. <https://doi.org/10.1177/1536867X0600600403>
- Değirmenci, N. ve Abdioğlu, Z. (2018). Gelişmiş ülkeler ve kırılğan beşlilerin hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılımı. *Anadolu İktisat ve İşletme Dergisi*, 2(2), 82-95. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/anadoluiid>
- Demir, F., Karabıyık, A. ve Ayhan Küçük, E.E. (2008). *ABD Mortgage krizi* (BDDK Çalışma Tebliği Sayı No. 3). Erişim adresi: <https://www.bddk.org.tr/Duyuru/EkGetir/325?ekId=327>
- Demir, M.A. (2020). BRICS ülkelerinde ticari dinamikler: Türkiye ile BRICS grubu ülkelerin ticari yoğunluk analizi. *Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5 (TBMM 100. Yıl Özel Sayısı), 109-133. <https://doi.org/10.33905/bseusbed.748704>
- Deschamps, B., Fei, T., Jiang, Y. and Liu, X. (2022). Procyclical volatility in Chinese stock markets. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 58, 1117-1144. <https://doi.org/10.1007/s11156-021-01020-0>
- Di Iorio, F. and Fachin, S. (2008). *A note on the estimation of long-run relationships in dependent cointegrated panels* (MPRA Paper No. 12053). Retrived from <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/12053/>
- Dobnik, F. (2011). *Energy consumption and economic growth revisited: Structural breaks and cross-section dependence* (SSRN Paper No. 1981869). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1981869>
- Doman, M. and Doman, R. (2013). Dynamic linkages between stock markets: The effects of crises and globalization. *Portuguese Economic Journal*, 12, 87-112. <https://doi.org/10.1007/s10258-012-0085-8>
- Dreher, A. (2006). Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization. *Applied Economics*, 38(10), 1091-1110. <https://doi.org/10.1080/00036840500392078>
- Dritsaki, C. and Stiakakis, E. (2014). Foreign direct investments, exports, and economic growth in Croatia: A time series analysis. *Procedia Economics and Finance*, 14, 181-190. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(14\)00701-1](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00701-1)
- Engle, R.F. and Granger, C.W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Esqueda, O.A., Assefa, T.A. and Mollick, A.V. (2012). Financial globalization and stock market risk. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(1), 87-102. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2011.07.006>
- Friedman, T.L. (2000). *The Lexus and the olive tree*. New York: Anchor Books.
- Ghani, M., Guo, Q., Ma, F. and Li, T. (2022). Forecasting Pakistan stock market volatility: Evidence from economic variables and the uncertainty index. *International Review of Economics & Finance*, 80, 1180-1189. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2022.08.012>
- Goel, K. and Gupta, R. (2011). Impact of globalization on stock market development in India. *Delhi Business Review*, 12(1), 69-84. doi:10.51768/dbr.v12i1.121201106
- Granger, C.W. and Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
- Gupta, R. and Modise, M.P. (2013). Macroeconomic variables and South African stock return predictability. *Economic Modelling*, 30, 612-622. doi:10.1016/j.econmod.2012.10.015
- Guven, M., Cetinguc, B., Guloglu, B. and Calisir, F. (2022). The effects of daily growth in COVID-19 deaths, cases, and governments response policies on stock markets of emerging economies. *Research in International Business and Finance*, 61, 101659. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101659>

- Güler, D.A. (2009). *Finansal küreselleřmenin sermaye piyasaları üzerinde etkileri* (Yayımlanmamıř doktora tezi). Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Gülođlu, B. ve İspir, M.S. (2011). Doğal işsizlik oranı mı? İşsizlik histerisi mi? Türkiye için sektörel panel birim kök sınaması analizi. *Ege Akademik Bakıř*, 11(2), 205-215. Eriřim adresi: <https://hdl.handle.net/>
- Gülođlu, B., Tekin, R.B. and Sarıdođan, E. (2012). Economic determinants of technological progress in G7 countries: A re-examination. *Economics Letters*, 116(3), 604-608. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.06.012>
- Held, D., McGrew, A., Goldblatt, D. and Perraton, J. (1999). *Global transformations: Politics, economics and culture*. Oxford: Polity Press.
- Heritage Foundation. (2024). *2024 index of economic freedom*. Retrieved from <https://www.heritage.org/index>
- Hofstede, G. (2001). *Culture's consequences: Comparing values, behaviors, institutions and organizations across nations* (2. ed.). New Delhi: Sage Publications.
- Hsing, Y. (2011). The stock market and macroeconomic variables in a BRICS country and policy implications. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 1(1), 12-18. Retrieved from www.econjournals.com
- Huang, C.L. (2020). International stock market co-movements following US financial globalization. *International Review of Economics & Finance*, 69, 788-814. doi:10.1016/j.iref.2020.06.009
- Hull, J.C. and Basu, S. (2016). *Options, futures, and other derivatives*. Pearson Education India.
- Idrees, S.M., Alam, M.A. and Agarwal, P. (2019). A prediction approach for stock market volatility based on time series data. *IEEE Access*, 7, 17287-17298. doi:10.1109/ACCESS.2019.2895252
- Insaiddoo, M., Brafu-Insaiddoo, W.G., Peprah, J.A. and Cantah, W.G. (2024). The role of financial globalization in the long-run volatility between forex and stock markets during COVID-19: Evidence from Africa. *Research in Globalization*, 9, 100242. <https://doi.org/10.1016/j.resglo.2024.100242>
- Kadoođlu Aydın, G. ve Münyas, T. (2024). Politik istikrar/istikrarsızlık ve ekonomik büyüme endeksi arasındaki iliřkinin incelenmesi. *Dođuş Üniversitesi Dergisi*, 25(1), 145-170. <https://doi.org/10.31671/doujournal.1285511>
- Kar, M., Nazlıođlu, ř. and Ađır, H. (2011). Financial development and economic growth nexus in the MENA countries: Bootstrap panel Granger causality analysis. *Economic Modelling*, 28(1-2), 685-693. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2010.05.015>
- Keohane, R.O. and Nye, J.S. (2000). *Power and interdependence* (3. ed.). New York: Longman.
- Kevser, M., Tunçel, M.B., Gürsoy, S. and Zeren, F. (2023). The impact of environmental, social and governance (ESG) scores on stock market: Evidence from G7 countries. *Journal of Global Responsibility*, 1(1), 305-319. <https://doi.org/10.1108/JGR-04-2023-0070>
- Khan, R.M., Gul, F. and Ali, E. (2017). Factors influencing stock returns in listed firms of Karachi Stock Exchange. *Paradigms*, 11(2), 248-251. doi:10.24312/paradigms110219
- KOF Swiss Economic Institute. (2024). *KOF globalisation index*. Retrieved from <https://kof.ethz.ch/en/forecasts-and-indicators/indicators/kof-globalisation-index.html>
- Kurt, P. (2024). *Küreselleřmenin hisse senedi piyasası oynaklıđı üzerindeki etkisi: BRICS-T ülkeleri örneđi* (Yayımlanmamıř doktora tezi). Bandırma Onyediy Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bandırma.
- Lam, S.S. and Ang, W.W.L. (2006). Globalization and stock market returns. *Global Economy Journal*, 6(1), 1-28. <https://doi.org/10.2202/1524-5861.1118>
- Lee, J. and Strazicich, M.C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>

- Li, W., Chien, F., Kamran, H.W., Aldeehani, T.M., Sadiq, M., Nguyen, V.C. and Taghizadeh-Hesary, F. (2022). The nexus between COVID-19 fear and stock market volatility. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 35(1), 1765-1785. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1914125>
- Mishra, A.K., Nakhate, A.T., Bagra, Y., Singh, A. and Kar, B.P. (2024). The impact of directional global economic policy uncertainty on Indian stock market volatility: New evidence. *Asia-Pacific Financial Markets*, 31, 423–452. <https://doi.org/10.1007/s10690-023-09421-y>
- Mlambo, C., Maredza, A. and Sibanda, K. (2013). Effects of exchange rate volatility on the stock market: A case study of South Africa. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 4(14), 561–570. <https://doi.org/10.5901/mjss.2013.v4n14p561>
- O’Connell, P. (1998). The overvaluation of purchasing power parity. *Journal of International Economics*, 44, 1–19. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(97\)00017-2](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00017-2)
- Oluwole, F.O. (2014). Globalization and stock market growth in Nigeria. *European Scientific Journal*, 10(31), 317-332. Retrieved from <https://core.ac.uk/>
- Pedroni, P. (1996). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity. *Indiana University Department of Economics*, 5, 1-45. Retrieved from <http://web.williams.edu/>
- Pedroni, P. (2000). Fully-modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in Econometrics*, 15, 93-130. [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15004-2](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15004-2)
- Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727-731. <https://doi.org/10.1162/003465301753237803>
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597-625. <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073>
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M.H. (2015). *Time series and panel data econometrics* (1st ed.). Oxford: Oxford University Press.
- Pesaran, M.H. and Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Pesaran, M.H., Ullah, A. and Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127. Retrieved from <https://files.econ.cam.ac.uk/>
- Satrovic, E., Ahmad, M. and Muslija, A. (2021). Does democracy improve environmental quality of GCC region? Analysis robust to cross-section dependence and slope heterogeneity. *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 62927-62942. doi:10.1007/s11356-021-15020-z
- Steger, M.B. (2003). *Globalization: A very short introduction* (1. ed.). Oxford: Oxford University Press.
- Swamy, P.A. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 311-323. <https://doi.org/10.2307/1913012>
- Uçar, İ.H., Alsu, E. (2022). Hisse senedi piyasaları arasındaki uzun dönem ilişkisinin incelenmesi: Türkiye, Çin, Hindistan ve Pakistan örneği. *Social Science Development Journal*, 7(34), 241-265. <http://dx.doi.org/10.31567/ssd.753>
- Uçar, Ö. (2023). *Küreselleşmenin sosyal adaletle etkisi* (Yayımlanmamış doktora tezi). Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Aydın.
- Ustalar, S.A. and Şanlısoy, S. (2023). Küresel belirsizliğin borsa İstanbul imalat sanayi üzerindeki etkisi. *İzmir İktisat Dergisi*, 38(2), 526-549. <https://doi.org/10.24988/ije.1194709>
- Wang, Y.C., Tsai, J.J. and Li, X. (2019). What drives China's 2015 stock market surges and turmoil? *Asia Pacific Journal of Financial Studies*, 48(3), 410-436. <https://doi.org/10.1111/ajfs.12261>

- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the Fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193-233. <https://doi.org/10.1002/jae.967>
- Westerlund, J. and Edgerton, D.L. (2008). A simple test for cointegration in dependent panels with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(5), 665-704. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00513.x>
- Wood, V.R. and Wilberger, J.S. (2015). Globalization, cultural diversity and organizational commitment: Theoretical underpinnings. *World Journal of Management*, 6(2), 154-171. <http://dx.doi.org/10.21102/wjm.2015.09.62.11>
- World Bank. (2024). *World development indicators: Stock market volatility*. Retrieved from <https://data.worldbank.org>
- Yerdelen Tatoęlu, F. (2017). *Panel zaman serileri analizi*. İstanbul: Beta Yayınları.
- Yurttañıkırmaz, Z.Ç. (2012). Döviz kuru ve enflasyonun hisse senedi getirileri üzerindeki etkisi. *EKEV Akademi Dergisi*, 16(51), 393-410. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sosekev>

THE IMPACT OF GLOBALIZATION ON STOCK MARKET VOLATILITY: THE CASE OF BRICS-T COUNTRIES

EXTENDED SUMMARY

Objective

This study aims to examine the impact of globalization on stock market volatility in BRICS-T (Brazil, Russia, India, China, South Africa, and Turkey) countries. Understanding the relationship between globalization, encompassing its economic, financial, trade, political, and social dimensions, and stock markets is crucial for investors and policymakers. In this context, identifying how fluctuations in financial markets are influenced by globalization processes will provide valuable insights for risk management and investment decision-making.

Literature Review

A review of the literature indicates that stock market volatility is generally analyzed in relation to macroeconomic variables such as inflation, interest rates, oil prices, and credit default swaps. However, studies that directly examine the impact of globalization on stock market volatility are limited. Therefore, this study conducts a comprehensive analysis focusing on globalization and its sub-dimensions.

Methodology

In this study, the annual stock market return volatility (VOL) for the period 1996–2020 was defined as an index measuring fluctuations in stock markets and was obtained from the World Bank/Bloomberg database. The variables related to globalization include the Globalization Index (KOFGI), which represents the overall level of globalization; the Economic Globalization Index (EG), which reflects the global integration of economic activities; the Trade Globalization Index (TRG), which measures international trade activities; the Financial Globalization Index (FIG), which represents global financial market connections; the Social Globalization Index (SOG), which assesses the intensity of social interactions among societies; the Cultural Globalization Index (CUG), which captures the global effects of cultural interactions; and the Political Globalization Index (POG), which evaluates global political integration. These variables were obtained from the Swiss Economic Institute.

Additionally, the Economic Freedom Index (EFI), which assesses the level of economic freedom, was sourced from The Heritage Foundation database. Panel data analysis methods were used to examine the relationships between variables. First, cross-sectional dependence was tested to select the appropriate panel data methods. Then, panel unit root and cointegration tests were conducted to analyze long-term relationships. In the final stage, long-term estimations were performed using the DOLS and FMOLS methods.

Findings

According to the findings of the study, in the long run, trade, financial, economic, political, social, and cultural globalization, as well as economic freedom indices, have a negative and reducing effect on stock market volatility. Another key result of the research is that political globalization has the most significant impact on stock market volatility, whereas social globalization has the least effect. An increase in globalization indices affects stock market volatility the most in Russia and the least in South Africa. When analyzed by country, the indices influencing stock market volatility are as follows:

Brazil: POG, KOFGI, TRG, SOG, and CUG

Russia: POG, KOFGI, EG, FIG, EFI, and SOG

India: Primarily POG, EFI, SOG, and CUG

China: Primarily KOFGI, FIG, SOG, and CUG

South Africa: FIG, KOFGI, CUG, EG, and SOG

Turkey: POG, KOFGI, EG, TRG, SOG, CUG, and EFI

These indices significantly influence stock market volatility in each respective country.

Conclusion and Policy Implications

The research findings indicate that globalization has a significant effect on reducing stock market volatility. In particular, political globalization and economic integration processes have the potential to decrease market fluctuations. In this regard, it is crucial for policymakers to shape globalization policies in a way that enhances financial stability. To maximize the positive effects of globalization on financial stability, political and economic cooperation among countries should be encouraged. Additionally, global regulatory mechanisms should be strengthened to improve the transparency of financial markets and boost investor confidence. The findings of this study contribute to a better understanding of the impact of globalization on financial markets for both investors and policymakers, while also providing a valuable foundation for future research.

EK 1. Spearman Rank-Order Korelasyon Analizi

Değişkenler	LVOL	LTRG	LSOG	LPOG	LKOFGI	LFIG	LEG	LEFI	LCUG
LVOL	1								
LTRG	-0.1389* [-1.7065] (0.0900)	1							
LSOG	-0.3416*** [-4.4212] (0.0000)	0.3738*** [4.9032] (0.0000)	1						
LPOG	-0.3182*** [-4.0829] (0.0001)	0.2326*** [2.9090] (0.0042)	0.7386*** [13.3294] (0.0000)	1					
LKOFGI	-0.2812*** [-3.5647] (0.0005)	0.5350*** [7.7043] (0.0000)	0.9605*** [41.9731] (0.0000)	0.7414*** [13.4390] (0.0000)	1				
LFIG	-0.0992 [-1.2122] (0.2274)	0.3849*** [5.0733] (0.0000)	0.7090*** [12.2293] (0.0000)	0.3663*** [4.7883] (0.0000)	0.7464*** [13.6440] (0.0000)	1			
LEG	-0.1631** [-2.0112] (0.0461)	0.8579*** [20.3075] (0.0000)	0.6295*** [9.8557] (0.0000)	0.3397*** [4.3941] (0.0000)	0.7582*** [14.1469] (0.0000)	0.78404*** [15.3667] (0.0000)	1		
LEFI	-0.1762** [-2.1777] (0.0310)	0.4960*** [6.9491] (0.0000)	0.2572*** [3.2372] (0.0015)	-0.0412 [-0.5021] (0.6163)	0.2788*** [3.5313] (0.0006)	0.3177*** [4.0765] (0.0001)	0.4889*** [6.8189] (0.0000)	1	
LCUG	-0.3123*** [-3.9986] (0.0001)	0.3362*** [4.3426] (0.0000)	0.8993*** [25.0096] (0.0000)	0.7956*** [15.9780] (0.0000)	0.8874*** [23.4122] (0.0000)	0.6123*** [9.4224] (0.0000)	0.5383*** [7.7698] (0.0000)	0.0594 [0.7233] (0.4707)	1

Not: i. *, ** ve *** sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 önem seviyelerini ifade etmektedir.

ii. Köşeli parantez “[]” ve parantez “()” sırasıyla t istatistiklerini ve olasılık değerlerini ifade etmektedir.