

ARAŞTIRMA MAKALESİ / RESEARCH ARTICLE

# KÜRESEL EKONOMİ POLİTİKASI BELİRSİZLİĞİNİN FİNANSAL PIYASALAR ÜZERİNDEKİ ETKİSİ (YENİ SANAYİLEŞMİŞ ÜLKELER ÖRNEĞİ)

## THE IMPACT OF GLOBAL ECONOMIC POLICY UNCERTAINTY ON FINANCIAL MARKETS (EXAMPLE OF NEWLY INDUSTRIALIZED COUNTRIES)

Gül den KADOOĞLU AYDIN\*   
Turgay MÜNYAS\*\* 

### Öz

Ekonomi politikası belirsizliği ve politik riskin birçok makroekonomik değişken üzerinde etkileri söz konusudur. Bu değişkenlerden biri doğrudan yabancı yatırımlardır. Yabancı yatırımcılar, politika belirsizliğinin yüksek olduğu ekonomilere yatırım yapmaktan kaçınarak, yatırımlarını siyasi istikrarın olduğu ve ekonomide belirsizliğin olmadığı ekonomilere yönlendirmek isterler. Bu çalışma, ekonomi politikası belirsizliğinin finansal piyasalar üzerindeki etkisini derinlemesine incelemiş ve kompleks ilişkileri aydınlatmıştır. Bulgular, ekonomi politikası belirsizliğinin borsa endeksi, tahvil faiz oranları, politika faiz oranları ve döviz kurları arasında uzun vadede eşbütünlüme ilişkilerinin mevcudiyetine işaret etmektedir. Ekonomi politikası belirsizliğindeki artışlar, borsa endeksi ve faiz oranlarını düşüren bir etkiye sahipken; döviz kurlarını da artıran bir etkiye sahiptir. Ekonomi politikası belirsizliğinin tüm bu finansal göstergeler arasından en çok politika faiz oranları üzerinde olumsuz yönde etkili olduğu da araştırmanın bir diğer bulgusudur. Ayrıca, çalışmada ekonomi politikası belirsizliği ile diğer finansal göstergeler arasındaki nedensel ilişkilerle de analiz yapılmıştır. Bu bağlamda, ekonomi politikası belirsizliği ve borsa endeksi ile

\* Dr. Öğr. Üyesi, Harran Üniversitesi, Birecik MYO, Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Bölümü; E – mail: guldenka@harran.edu.tr, ORCID: 0000-0003-4214-5673;

\*\* Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Okan Üniversitesi, İşletme ve Yönetim Bilimleri Fakültesi, İşletme Bölümü; E-mail: turgay.munyas@okan.edu.tr, ORCID: 0000-0002-8558-2032

**How to cite this article:** Kadooğlu Aydın, G. & Münyas, T. (2024). Küresel ekonomi politikası belirsizliğinin finansal piyasalar üzerindeki etkisi (yeni sanayileşmiş ülkeler örneği). *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 46(2), 1-379. DOI: 10.14780/muiibd.1412703.

Makale Gönderim Tarihi: 23.01.2024

Yayına Kabul Tarihi: 13.05.2024

Benzerlik Oranı: %18



Content of this journal is licensed under a Creative Commons  
Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

ülkelerin döviz kurları arasında karşılıklı nedensel ilişkilerin gözlemlendiği saptanmıştır; ekonomi politikası belirsizliği ile politika faizi ve tahvil faizi arasında tek yönlü bir nedensel ilişki olduğu kaydedilmiştir. Bu sonuçlar, finansal modellemelerin daha hassas bir şekilde yapılandırılmasına katkı sağlamakta ve ekonomi politikası belirsizliğinin finansal piyasalar üzerindeki etkilerinin daha ayrıntılı bir şekilde anlaşılmasına yardımcı olmaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Küresel Ekonomi politikası belirsizliği, Politik Risk, Yatırımcı Davranışları.

**Jel Sınıflandırması:** G12, G15, G18

### Abstract

Economic policy uncertainty and political risk have effects on many macroeconomic variables. One of these variables is foreign direct investments. Foreign investors avoid investing in economies where policy uncertainty is high and want to direct their investments to economies where there is political stability and there is no uncertainty in the economy. This study examined in depth the impact of economic policy uncertainty on financial markets and illuminated complex relationships. The findings indicate the existence of long-term cointegration relationships between economic policy uncertainty, stock market index, bond interest rates, policy interest rates and exchange rates. While increases in economic policy uncertainty have a decreasing effect on stock market index and interest rates; It also has the effect of increasing exchange rates. Another finding of the research is that economic policy uncertainty has the most negative impact on policy interest rates among all these financial indicators. In addition, the study also analyzed the causal relationships between economic policy uncertainty and other financial indicators. In this context, it has been determined that mutual causal relationships are observed between economic policy uncertainty and stock market index and exchange rates of countries; It has been noted that there is a unidirectional causal relationship between economic policy uncertainty and policy interest and bond interest. These results contribute to a more precise structuring of financial modeling and help to understand in more detail the effects of economic policy uncertainty on financial markets.

**Keywords:** Global Economic Policy Uncertainty, Political Risk, Investor Behavior.

**JEL Classification:** G12, G15, G18

## 1. Giriş

21. yüzyılın en tartışmalı konularından biri haline gelen küreselleşme olgusu, 18. yüzyılın sonunda İngiltere’de sanayide uygulanan buhar makinesi ile başlamıştır. Bu süreç, birinci küreselleşme evresi ve ikinci küreselleşme evresi olarak iki aşamaya ayrılmıştır. Birinci küreselleşme evresi, 1870 ile 1914 tarihleri arasındaki dönemi kapsamaktadır. Bu dönemde, buhar makinesinin ulaşım sektöründeki gelişmeleri, ticaret ve finans sektöründe ulus devlet sınırlarının ortadan kalkmasına neden olmuştur. İkinci küreselleşme evresi ise 1970’lerden günümüze kadar olan dönemi içermektedir. İkinci küreselleşme evresi, birinci küreselleşme evresinde başlayan teknolojik gelişmelerin hız kazanmasıyla birlikte bütün dünyada finansal liberalizasyon eğilimini hızlandırmıştır (Kaya ve Aydemir, 2011).

18. yüzyılın sonunda İngiltere’de buhar makinesinin icadı ile başlayan küreselleşme süreci, Mart 2000 yılında yaşanan Dot-com Krizi, 2008 küresel ekonomik kriz, 2019 yılında Çin ile Amerika Birleşik Devletleri arasında başlayan Ticaret Savaşları ve Kasım 2019 tarihinde ortaya çıkan COVID-19 pandemisi, bütün ekonomileri uluslararası piyasalarda ortaya çıkabilecek risklere karşı savunmasız bir hale getirmiştir (Gökıınar, 2022). Dünyanın herhangi bir ekonomisinde ortaya çıkan risk, diğer bütün ekonomileri etkileme alanı ve gücüne sahip olmuştur. İkinci küreselleşme evresinin son döneminde meydana gelen ve yukarıda bahsi geçen Mart 2000 yılında yaşanan Dot-com Krizi, 2008

küresel ekonomik kriz, 2019 yılında Çin ile Amerika Birleşik Devletleri arasında başlayan Ticaret Savaşları ve pandemi küresel ekonomide belirsizliklerin artmasına neden olmuştur.

Gelişmişlik düzeylerine göre ülkeleri; gelişmiş ülkeler, gelişmekte olan ülkeler ve yeni sanayileşen ülkeler olarak üç gruba ayırmak mümkündür. Gelişmekte olan ülkelere göre yeni sanayileşmiş ülkeler daha az ekonomik büyüme ve kalkınma düzeyine sahiptirler. Bu sebeple yeni sanayileşmiş ülkeler; göreceli bir ekonomik kalkınma seviyesine sahip, aktif imalat sanayi yapısına sahip uluslararası finans ve yatırım sistemleriyle ilişkisi olan küçük ülke grupları olarak tanımlanmaktadır (Şahin ve Durmuş, 2020). Gelişmekte olan ülke gruplarından sonra küresel ekonomide yer edinen yeni sanayileşmiş ülkeler (Brezilya, Endonezya, Filipinler, Güney Afrika, Hindistan, Malezya, Meksika, Tayland, Türkiye ve Şangay) araştırma kapsamında incelenmiştir. Mikro ve makro ekonomik birçok faktörün bozucu sonuçlarına neden olan küresel ekonomide ortaya çıkan belirsizliklerin yeni sanayileşmiş ülkeler açısından değerlendirilmesi önem arz etmektedir.

Küresel ekonomide ortaya çıkan mikro ve makro ekonomik faktörlerdeki bozulma süreçleri, ekonomi politika yapıcılarının politika geliştirmesini hem zorunlu kılmakta hem de zorlaştırmaktadır. Bu durum aynı zamanda küresel ekonomide belirsizliklerin artmasına neden olmaktadır. Küresel düzeyde ortaya çıkan bu belirsizliklerin yatırımcı davranışları üzerindeki etkisi ve bu etkinin derecesi, piyasa araştırmacıları ve konunun uzmanları tarafından sorgulanma gereğini ortaya çıkarmıştır. Bu çerçevede, çalışmada küresel ekonomi politikası belirsizliklerinin finansal piyasalar üzerindeki etkisi yeni sanayileşmiş ülkeler örneği üzerinden incelenmiştir. İncelemenin konusunu oluşturan finansal piyasa göstergeleri; küresel ekonomi politikası belirsizlik endeksi, borsa endeksleri, politika faiz oranları, 5 yıllık tahvil faizleri ve döviz kurlarıdır. Çalışma, ekonomi politikası belirsizliğinin finansal piyasalar üzerindeki etkilerinin daha ayrıntılı bir şekilde anlaşılması konusunda ve literatürde yeni sanayileşmiş ülkeler bağlamında eksikliği hissedilen bir boşluğu doldurmaktadır.

## 2. Literatür

Son zamanlarda, ekonomi politikası belirsizliği ve makroekonomik faktörlerle ilgili literatür çalışmalarının arttığı gözlemlenmektedir. Özellikle ekonomi politikası belirsizliği endeksi ile ekonomik büyüme ve borsa endeksi ilişkisini inceleyen çalışmaların çoğunun uluslararası çalışmalar olduğu gözlemlenmektedir. Borsa endeksini kullanırken yatırımcı davranışlarını incelemeyi amaçlayan çalışmalar da mevcuttur. Ancak bu çalışmalar incelediği ülkeler bakımından farklılık göstermektedir. Yeni sanayileşmiş ülkelerdeki yatırımcı davranışlarını inceleyen bir çalışmaya rastlanmadığından dolayı çalışmanın literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Son zamanlarda yapılan çalışmalar 2019 yılında dünya genelinde yaşanan pandemi döneminde söz konusu olan farklı ekonomik koşullar altında ekonomi politikası belirsizliğini inceleyen çalışmalar olarak karşımıza çıkmaktadır. Azazi (2019) AB ülkelerinin ekonomi politikası belirsizliği, siyasi risk ve yabancı yatırımcı davranışlarını incelediği çalışmasında, eş bütünleşme testi uygulayarak eş bütünleşme katsayılarını tahmin etmeye çalışmıştır. Siyasi istikrar için pozitif katsayıları Almanya, Fransa, İngiltere ve İspanya gösterirken, ekonomi politikası belirsizliği için anlamlı ve negatif katsayılar Fransa ve İspanya göstermiştir. Aynı zamanda, İngiltere için ekonomik özgürlük değişkeni doğrudan

yabancı yatırımcılar üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif etkiye sahip olduĐu bulgusuna da ulařmıřtır. Ekonomi politikası belirsizliĐinin borsalar üzerindeki etkisini inceleyen Cihangir ve KoçoĐlu (2022), zellikle petrol ihracatçısı olan seçili lkelerdeki ekonomik politik belirsizliĐi, borsa ve petrol fiyatları arasındaki iliřkiyi incelemiřtir. Ekonomi politikası belirsizliĐinin ve petrol fiyatlarının borsa üzerinde etkisi olduĐu bulgularına ulařan Cihangir ve KoçoĐlu (2022), alıřmada farklı ekonomik kořullar çerçevesinde deĐiřkenler arasındaki iliřkiyi incelerken alıřmanın yapıldıĐı dnemi kapsayan pandeminin (COVID-19) deĐiřkenler ile iliřkileri üzerinde etkisi olduĐu ve petrol ihracatçısı lkeler iin petrol fiyatlarının borsalar üzerindeki etkisini kuvvetlendirdiĐi bulgularına da ulařmıřtır.

Yine farklı ekonomik kořullar altında ekonomi politikası belirsizliĐinin seili deĐiřkenler üzerinde etkisini incelemek isteyen Haq vd. (2023), pandemi dneminde ekonomi politikası belirsizliĐi, srdrlebilir enerji, hisse senedi piyasası oynaklıĐı ve kripto para birimleri arasındaki iliřkiyi TVP-VAR modelini kullanarak dinamik ok lekli baĐlantıyı analiz etmiřtir. Enerji kripto para birimlerinin farklı ekonomik kořulların yařandıĐı pandemi dneminde srdrlebilir kripto para birimlerine gre volatilit yayılma etkilerinin oluřma olasılıĐının yksek olduĐunu ortaya koymuřtur. Ahmed ve Sarkodie (2021) de farklı ekonomik kořullarda ekonomi politikası belirsizliĐinin bu sefer emtia fiyatları üzerindeki etkisini arařtırmıřtır. Bulgular; altın, bakır, elik, doĐal gaz, gmř, mısır, petrol ve soya fasulyesi getirilerinin dřk ve yksek oynaklık rejiminin pandemi dnemindeki řoklara ve deĐiřen ekonomik politika belirsizliklerine uyum saĐladıĐını gstermektedir. Ancak pandemi dnemindeki lm oranlarının petrol ve doĐalgazın her iki rejimde de deĐiřikliklere yanıt vermediĐi; bununla birlikte, pandemi dnemindeki piyasa belirsizliklerinden dolayı emtia fiyatlarının dřk oynaklık rejiminde kalma olasılıĐının daha fazla olduĐu grlmektedir.

BelirsizliĐin arttıĐı farklı ekonomik kořullar altında ekonomi politikası belirsizliĐi ile enerji yoksulluĐu ve mali harcamalar arasındaki iliřkiyi inceleyen Che ve Jiang (2021), pandemi dneminde mali harcamaların, enerji yoksulluĐunun azaltılması üzerinde nemli bir pozitif etkiye sahip olduĐu ve ekonomi politikası belirsizliĐindeki artıřla birlikte, mali harcamaların enerji yoksulluĐu üzerinde olumlu etkisinin devamlı olarak arttırdıĐı sonucuna ulařmıřtır. Aynı zamanda finansal harcamaların geliřmiř ekonomilere gre geliřmekte olan ekonomilerde enerji yoksulluĐunu azaltmada nemli bir rol oynadıĐını da tespit etmiřtir. Adebayo vd. (2022) ekonomi politikası belirsizliĐinin, dviz kurunun ve jeopolitik riskin Gney Kore borsası üzerindeki etkisini arařtırmıřtır. Makro ekonomik řokların, Gney Kore'deki borsa genelinde farklılık gsterdiĐini ve bu řokların Gney Kore borsasında tutarlı olmadıĐı bulgularına ulařmıřtır.

Ekonomi politikası belirsizliĐinin finansal piyasalar, hisse senedi piyasaları, kurumsal davranıř ve risk ynetimi üzerindeki etkisini inceleyen Al-Thaqeb ve Algharabali (2019), analiz sonrasında ekonomik belirsizliĐin simetrik politika tepkilerini belgelemiřtir. Tketiciler harcamaları ve firmaların mali politikaları üzerinde ekonomi politikası belirsizliĐinin nemli etkisi olduĐu vurgulanan alıřmada, řirketlerin belirsizliĐin fazla olduĐu dnemlerde daha muhafazakar davrandıkları, bu nedenle de istihdam ve retime ynelik yatırımlarında daha yavař oldukları bulgularına ulařılmıřtır. Attig vd. (2021) ekonomi politikası belirsizliĐin temett politikası üzerindeki etkisini incelediĐi

çalışmada, ekonomi politikası belirsizliğinin yüksek düzeyde temettü ödemesi ile pozitif yönlü bir ilişki içinde olduğunu belirtmiştir. Aynı zamanda, ülke genelindeki hissedar koruması, uygulama, açıklama, uygulama ve alacaklı koruması endekslerinin kalitesinin politika belirsizliğinin temettüleri üzerindeki etki derecesini etkilediği bulgularına ulaşmıştır.

Nilavongse vd. (2020) iç ve dış ekonomi politikası belirsizliği şoklarının İngiltere ekonomisi üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışmada, ABD'de ekonomi politikası belirsizliği endeksinde meydana gelen şokların ardından yerli sanayi üretiminde düşüş olduğu, bunun aksine yurtdışı ekonomideki belirsizliğe yönelik rahatsızlıkların, reel döviz kuru dalgalanmaları üzerinde etkisi olduğu tespit edilmiştir. Aynı zamanda İngiliz sterlininin büyük oranda değer kaybetmesine Brexit referandumundan sonra yurt içinde meydana gelen ekonomi politikası belirsizliğindeki artışın neden olduğu çalışma bulguları arasında gösterilmiştir. Ordu (2019) Türkiye ekonomisi üzerinde ABD ekonomi politika belirsizliğini incelemeyi amaçladığı çalışmada, gazetede geçen kelimelerin sıklıklarını sayarak belirsizliği hesaplamıştır. Çalışmada ekonomi politikası belirsizliğinin Türkiye'deki bankaların büyümesine etkisi olup olmadığını araştıran Ordu, ekonomi politikası belirsizliğinin banka kredileri üzerinde etkisi olduğu sonucuna varmıştır. Bu nedenle, ekonomik belirsizliğin finansal kurumlar aracılığıyla ülkeler arasında yayıldığı bulgularına da rastlamıştır. Çalışmada küresel ekonomi politikası belirsizliğinin doğal kaynak fiyatlarının (petrol ve altın fiyatlarının) Bitcoin getirileri üzerindeki etkisini ölçen Dai vd. (2022), küresel ekonomik belirsizlik ve petrol fiyatının Bitcoin ile negatif yönde ve uzun vadede, altın fiyat şokunda ise Bitcoin'e uzanan olumlu etkiler sergilediğini belirtmiştir. Küresel ekonomi politikası belirsizliğinin asimetric etkisi söz konusu iken altın fiyatlarındaki pozitif şoklar, Bitcoin getirisini uzun vadede negatif yönde etkilemekte, petrol fiyatındaki asimetric şok ve altın fiyatındaki negatif şoklar Bitcoin ile pozitif yönlü bir bağlantı ortaya koymaktadır.

Son olarak ekonomi politikası belirsizliğinin küresel mali kriz, Rus ekonomisi, farklı döviz kuru sistemlerinin benimsenmesi ve pandemi dahil olmak üzere birçok içsel ve dışsal şoklar nedeniyle döviz kurunda oynaklıklar meydana gelmiştir. Bu sebeple Sohag vd. (2022) farklı ekonomik koşullar altında ekonomi politikası belirsizliği ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçlamıştır. Elde edilen bulgular, yerel para biriminin, yönetilen dalgalı döviz kurunun farklı dilimlerinde artan Rus ekonomi politikası belirsizliğine yanıt olarak değer kazandığını, ancak dalgalı döviz kuru döneminde çoğu dilimin altında değer kaybettiğini göstermektedir.

### 3. Metodoloji

#### 3.1. Panel Veride Yatay Kesit Bağımlılık Kavramı ve Tespiti

Yatay kesitleri meydana getiren birimler arasındaki etkileşim veya bağımlılık olarak tanımlanabilen yatay kesit bağımlılık, bireylerin arasında olan davranışsal etkileşimlerde, bir topluluktaki tüketicilerde ya da aynı sektörde faaliyet gösteren firmalarda gözlenebildiği gibi aynı zamanda gözlemlenemeyen ortak faktörlerden veya ekonomide yaygın olan ortak şoklardan da kaynaklanabilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2017). Yatay kesit bağımlılık problemiyle değişkenlerde karşılaşılabileceği gibi modellerde

de karşılaşılabilmektedir. Zaman serisi literatüründe bir problem olarak belirtilen otokorelasyon gibi, yatay kesit bağımlılık, en küçük kareler (EKK) ve EKK temelli tahminlerde verimlilik kaybına yol açabilmekte ve böylelikle standart varyans-kovaryans tahmincilerinden istifade eden geleneksel t ve F testlerini geçersiz kılabilir. Değişkenlerin arasında tespit edilen yatay kesit bağımlılık sorunu da birim kök ve durağanlık analizleri esnasında önem kazanmaktadır. Yatay kesit bağımlılığı sorununun ortaya çıkması halinde bu sorunu dikkate alan durağanlık ve birim kök testleriyle durağanlık araştırmaları yapılması oldukça önem arz etmektedir (Güloğlu vd. 2012; Çiğdem ve Altaylar, 2020, Darıcı vd. 2023). Çünkü yatay kesitsel bağımlılık sorunu, bu sorunu dikkate almayan birim kök ve durağanlık testlerinin gücünü azaltmaktadır. Bu sebeple de birim kök ve durağanlık analizlerine başlamadan evvel yatay kesit bağımlılık araştırması yapılması gerekmektedir (Baltagi vd., 2012; Güloğlu ve İspir, 2011; Yerdelen Tatoğlu, 2017). Ancak panel veri analizi literatüründe, farklı birim ve zaman kombinasyonlarını test etmeye yönelik olarak, yatay kesit bağımlılığı araştıran birçok test bulunmaktadır. N sabit ve  $T \rightarrow \infty$  olduğu durumlarda, Breusch ve Pagan (1980) LM tabanlı yatay kesit bağımlılık testi, panel veri setinde yer alan değişkenlerin yatay kesit bağımlılığını tespit edebilmektedir. Breusch-Pagan LM testine ait temel hipotez;  $H_0: \rho_{ij} = 0$  ve  $i \neq j$  ve şeklinde kurulmakta ve her bir yatay kesitten elde edilen kalıntıların arasında korelasyon bulunmadığını belirtmektedir. Breusch ve Pagan LM testine ait test istatistiği:

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

(1) numaralı denklemde gösterildiği şekilde hesaplanmaktadır. Eşitlik (1)'de  $\rho_{ij}$  artıkların korelasyon katsayısına karşılık gelmektedir ve  $\hat{\rho}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it}e_{jt}}{(\sum_{t=1}^T e_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)^{1/2}}$  şeklinde hesaplanmaktadır (Baltagi vd. 2011). Yatay kesit bağımlılık için bir diğer test ise sapması düzeltilmiş LM yatay kesit bağımlılık testidir ve Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) tarafından önerilmiştir. Bu test, Breusch ve Pagan (1980) LM tabanlı yatay kesit bağımlılık testindeki N ve T yapısına getirilen bir düzeltmeyi temel almıştır. İlk yapılan düzeltmelerde testin N büyük ve T küçük iken güç kaybına uğradığı görülmüş ve nihai olarak (2) numaralı eşitlikte gösterilen test istatistiğini üretmişlerdir. Bu testin temel hipotezi  $H_0: \rho_{ij} = 0$  ve  $i \neq j$  ve şeklinde ifade edilmiştir. Her bir yatay kesitten elde edilen artıkların arasında korelasyon olmadığı anlamına gelmektedir (Pesaran vd. 2008):

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

Temel hipotez altında sıralı olarak T ve N sonsuza giderken  $LM_{adj.} \rightarrow N(0,1)$  varsayımı bulunmaktadır. N'deki artışlar bu testin gücünü azaltmamakla birlikte test istatistiğinin varyansının küçük örnek ortalamasına sahip olduğu belirtilmektedir (Pesaran vd. 2008, Pesaran 2015).

### 3.2. Birim Kök ve Durağanlık Analizi

Yatay kesit bağımlılığının olmadığı varsayımı, uygulamalı panel veri analizinde, oldukça katı bir kısıt olarak görülmektedir. Bu sebeple, varsayımlarında yatay kesit bağımlılığına izin veren ve bu sorunu dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testleri geliştirilmiştir (Baltagi, 2008; Barbieri, 2009). İkinci nesil panel birim kök testleri arasında yer alan ve bu çalışmada da faydalanılan Pesaran (2007) tarafından geliştirilmiş olan CIPS (Cross-section Im, Pesaran ve Shin) yatay kesit bağımlılık sorununu panel birim kök testinde, faktörler aracılığıyla modelleme mantığını esas almaktadır. CIPS testinde bireysel serilerin (yatay kesitleri meydana getirmiş olan) zaman bazlı yatay kesit ortalamaları, modelde gözlenemeyen faktörlerin temsil edilmesi için araç değişken olarak kullanılmış ve bu metodun yatay kesit bağımlılık sorununu ortadan kaldırdığını ifade edilmiştir (Pesaran, 2007). Pesaran (2007), bireysel serilerin hem yatay kesit ortalamaları ile hem de Augmented Dickey-Fuller (ADF) regresyonunu gecikmeli değerleriyle genişleterek bu regresyonun birinci farkının da alınmasıyla yatay kesit bağımlılığın elimine edildiğini göstermiştir. CIPS istatistiği (Genişletilmiş ADF eşitliklerinden hesaplanan CADF istatistiğinin ortalaması):

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

(3) numaralı eşitlikte belirtildiği şekilde hesaplanmaktadır. Pesaran (2007), CIPS panel birim kök testinin küçük örneklerde de oldukça iyi performans sergilediğini ifade etmiştir (Pesaran, 2007). Çalışmada kullanılan bir diğer ikinci nesil test ise Hadri ve Kurozumi (2012) tarafından önerilen ve temelde zaman serilerinde kullanılan KPSS durağanlık testi mantığıyla çalışan bir testtir. Hadri ve Kurozumi (2012) testinde yatay kesit  $i$  olan her bir birim için,  $y_{it}$ 'nin  $Z_t$  ve  $\bar{y}_t$  ile regresyonunun alınmasıyla hesaplanan test istatistiği ve LM testi istatistiğinin ortalaması alınarak normalleştirildikten sonra elde edilen istatistik değeri sırasıyla (4) numaralı eşitlikte gösterilmektedir:

$$Z_A = \frac{\sqrt{N}(ST - \xi)}{\zeta} \quad ve \quad Z_{LA} = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\zeta} \quad (4)$$

### 3.3. Panel Eşbütünleşme Analizi ve Uzun Dönem Modellerinin Tahmini

Zaman serilerinde olduğu gibi panel veri analizinde de eşbütünleşme ilişkisi, uzun dönemde değişkenler arasında gözlenen senkronize bir ilişkiyi temsil eder. Ancak zaman serilerindeki yapılardan farklı olarak tıpkı panel birim kök testlerinde olduğu gibi, panel eşbütünleşme ilişkilerinde de yatay kesit bağımlılık meselesi önemli bir yere sahiptir. Yatay kesit bağımlılık varlığında uzun dönem ilişkisini tespit edebilen eşbütünleşme testleri ikinci nesil panel eşbütünleşme testleri olarak adlandırılırken, yatay kesit bağımlılık varsayımı bulundurmeyen testler ise birinci nesil panel eşbütünleşme testleri grubuna dahil olmaktadır. Panel veri analizinde bilhassa Westerlund (2005; 2006; 2007; 2008) tarafından geliştirilen panel eşbütünleşme testlerinin sayısı oldukça fazladır. Bu çalışmada da Westerlund (2007) ve Westerlund ve Edgerton (2007) tarafından geliştirilen ikinci nesil panel eşbütünleşme testleri kullanılmıştır. Westerlund (2007) Bootstrap panel

eşbütünleşme testi yatay kesit bağımlılığı dikkate almaktadır ancak herhangi bir kırılma varsayımı bulundurmamaktadır. Westerlund ve Edgerton (2007) tarafından geliştirilen panel eşbütünleşme testi ise hem yatay kesit bağımlılık varsayımı bulundurmakta hem de yapısal kırılmaya izin vermektedir. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğuna dair kanıtlar elde edildiğinde, EKK tahmincisi tutarsız ve yanlış sonuçlar üretebilmektedir. Bu sebeple Pedroni (1996;2000;2001), eşbütünleşme denklemlerini tahminlemek amacıyla FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares) ve DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) tekniklerini önermiştir (Kim vd., 2005; Bangake ve Eggoh, 2011; Dritsaki ve Dritsaki, 2014). FMOLS tekniğinde, tahminlenen modelin artıkları arasındaki eşzamanlı ilişkiler de dikkate alınmakta bu sayede ise ikinci dereceden yanlışlık etkileri elimine edilmektedir. FMOLS tekniğinde, standart tahmincilerde olan değişen varyans, otokorelasyon gibi problemlere de çözüm getirilmektedir. DOLS tekniğinde ise tüm bu sapmalara ek olarak modele dinamik unsurlar da eklenerek genişletilmektedir (Kök vd., 2010; Bulut, 2020). Hem DOLS hem de FMOLS teknikleri parametre heterojenliği ve yatay kesit bağımlılık varlığında tercih edilebilecek tahminciler arasında yer almaktadır. DOLS tekniğinin ilk aşamasında her bir kesit için model tahminlenmekte ve ardından bu tahmin sonuçları grup ortalaması tekniğiyle panelin tümü için birleştirilmektedir. t istatistiği Eşitlik (5)'te gösterilen denklem vasıtasıyla elde edilmektedir (Pedroni, 2000; 2001):

$$t_{\hat{\beta}_{DOLS,i}} = (\hat{\beta}_{DOLS,i} - \beta) \left[ \sigma_i^{-2} \sum_{t=1}^T (X_{it} - X_i)^2 \right]^{1/2} \quad (5)$$

Ayrıca, DOLS tahmincisinde açıklayıcı değişkenlerin öncül ve gecikmeli değerlerinin modele dahil edilmesi geri bildirim etkilerinin ve içselliğin yok edilmesini de sağlamaktadır. Pedroni (1996;2000) tarafından geliştirilmiş olan FMOLS tahmincisi uzun dönem kovaryans matrisinin yatay kesitlere göre değişmesine izin verilmekte ve tahmincinin t istatistiği Eşitlik (6)'da belirtilen yöntemle hesaplanmaktadır (Pedroni, 2001):

$$t_{GFOLS} = N^{-1/2} \sum_{t=1}^T t_{\hat{\beta}_{FMOLS,i}} \rightarrow N(0,1) \quad (6)$$

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

### 3.4. Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Nedensellik Testi

Makroekonomik değişkenlerin arasında herhangi bir değişkenden bir başka değişkene doğru karşılıklı ya da tek yönlü nedensellik ilişkisi ortaya çıkabilmektedir. Durağan yapıya sahip değişkenlerde, nedensellik testleri vasıtasıyla nedenselliğin varlığı ve eğer varsa söz konusu nedensellik ilişkisinin yönü belirlenebilir. Panel nedensellik testleri, parametre homojenliği/heterojenliği ayrımı yapılarak iki başlıkta ele alınmaktadır. Bu araştırmada, Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından geliştirilen heterojen panel nedensellik testine değinilmektedir. Dumitrescu ve Hurlin (2012)'in geliştirdiği ve heterojen panel veri modelleri için klasik Granger nedensellik testine farklı bir bakış açısı önerir. Bu testin istatistikleri, her bir kesitin Granger Nedenselliği için yapılan kesitlere özgü Wald



istatistiklerinin ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. Bu testte temel hipotezin  $\beta_i$ ' lerin tamamı sıfırdır şeklinde olduğu ve panelin tamamı için X'ten Y'ye doğru homojen nedensellik olmadığını ifade etmekte ve  $H_0: \beta_i = 0$  ve  $i = 1, 2, \dots, N$  şeklinde gösterilmektedir. Temel hipotezi test etmek için her birimin nedenselliği için yapılan Wald istatistiklerinin ortalaması alınmaktadır:

$$\bar{W}_{N,T}^{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T} \quad (7)$$

(7) numaralı eşitlikte, , her i. kesit için temel hipotezini test edecek olan birimlere özgü Wald istatistiklerine karşılık gelmektedir (Dumitrescu ve Hurlin (2012)).

## 5. Bulgular

### 5.1. Veri, Model ve Ampirik Bulgular

Bu araştırma kapsamında, yeni sanayileşmiş ülkeler için incelenen dört modelin kapalı ve açık formdaki gösterimleri aşağıda sıralı olarak (önce kapalı formlar ardından açık formlar) sunulmaktadır:

$$\text{Borsa Endeksi}_{it} = f(\text{Ekonomi politikası belirsizliği}_{it}) \quad (8)$$

$$\text{Döviz Kuru}_{it} = f(\text{Ekonomi politikası belirsizliği}_{it}) \quad (9)$$

$$\text{Tahvil Faiz Oranları}_{it} = f(\text{Ekonomi politikası belirsizliği}_{it}) \quad (10)$$

$$\text{Politika Faizi Oranları}_{it} = f(\text{Ekonomi politikası belirsizliği}_{it}) \quad (11)$$

şeklinde. Bu modellerin açık formdaki gösterimleri ise:

$$LBOR_{it} = \tau_1 + \delta_1 LEPU_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (12)$$

$$LDK_{it} = \tau_2 + \delta_2 LEPU_{it} + \varepsilon_{2it} \quad (13)$$

$$LTFO_{it} = \tau_3 + \delta_3 LEPU_{it} + \varepsilon_{3it} \quad (14)$$

$$LPFO_{it} = \tau_4 + \delta_4 LEPU_{it} + \varepsilon_{4it} \quad (15)$$

Eşitlik (12), Eşitlik (13), Eşitlik (14) ve Eşitlik (15)'te gösterildiği yazılabilmekte ve bu eşitliklerde gösterilen (eşitlik sıraları baz alınarak)  $\delta_1, \delta_2, \delta_3$  ve  $\delta_4$  parametreleri tahminlenen eğim katsayılarını,  $\tau_1, \tau_2, \tau_3$  ve  $\tau_4$  parametreleri tahminlenen sabit terimleri ve  $\varepsilon_{1it}, \varepsilon_{2it}, \varepsilon_{3it}, \varepsilon_{4it}$ , ise artık terimlerini ifade etmektedir.

**Tablo 1:** Kısaltma, Birim ve Veri Tabanı Bilgileri

Değişkenler	Kısaltma	Birim	Veri Dönüşümü	Veri Tabanı
Borsa Endeksi	BOR	Endeks	Logaritmik	<a href="https://tr.investing.com/">https://tr.investing.com/</a>
Ekonomi politikası belirsizliği Endeksi	EPU	Endeks	Logaritmik	<a href="https://www.policyuncertainty.com/index.html">https://www.policyuncertainty.com/index.html</a>
Döviz Kuru (Nominal)	DK	Endeks	Logaritmik	<a href="https://tr.investing.com/">https://tr.investing.com/</a>
Politika Faiz Oranı	PFO	Oran	Logaritmik	<a href="https://www.theglobaleconomy.com/rankings/policy_rate/">https://www.theglobaleconomy.com/rankings/policy_rate/</a>
Tahvil Faiz Oranı	TFO	Oran	Logaritmik	<a href="https://tr.investing.com/">https://tr.investing.com/</a>

Tablo 1, bu araştırmaya konu olan yeni sanayileşmiş 10 ülkenin borsa endeksleri, döviz kurları, politika faiz oranları, tahvil faizi oranları ve ekonomi politikası belirsizliğine dair kısaltmaları, birimleri, veri dönüşümünü ve veri kaynaklarını içermektedir. Araştırmada incelenen tüm değişkenlerin, yüzdesel ifade etme kolaylığı elde edilebilmesi için doğal logaritmaları alınmıştır.

**Tablo 2:** Özet İstatistikler

Değişkenler	Gözlem ( $N \times T$ )	Ortalama	Medyan	St. Sapma	En Küçük Değer	En Büyük Değer
BOR	1670 (10x167)	22588.55	6864.82	26387.99	240.27	126802
EPU	1670 (10x167)	177.9354	155.799	71.97914	86.29215	430.259
DK	1670 (10x167)	1384.171	18.0351	3920.361	1.4252	15729.49
PFO	1670 (10x167)	5.586593	5.000	3.505092	0.5	24
TFO	1670 (10x167)	6.802959	6.7	3.508873	0.53	25.25

**Not:** Özet istatistikler ham veriler üzerinden hesaplanmıştır.

Tablo 2'de araştırma kapsamında incelenen, yeni sanayileşmekte olan 10 ülkenin (Brezilya, Endonezya, Filipinler, Güney Afrika, Hindistan, Malezya, Meksika, Tayland, Türkiye ve Şangay) 2009 yılı ocak ayı ile 2022 yılı kasım ayı aralığındaki, aylık, borsa endeksleri, ülkelerin döviz kurları, politika faiz oranları, tahvil faiz oranları ve ekonomi politikası belirsizliği endeksine ait tanımlayıcı istatistikleri göstermektedir. Panel veri seti 1670 gözlemden oluşmakta (10 ülke ve 167 aylık veri) ve eksik gözlem bulunmamaktadır. Bu durumda panel veri setinin  $T > N$  karakterli ve dengeli bir panel veri seti olduğu görülmektedir.

Ekonometrik araştırmalarda, analizlerin önemli bir bölümünü de korelasyon analizi oluşturmaktadır. Korelasyon analizinde elde edilen korelasyon katsayıları, incelenen değişkenlerin arasındaki doğrusal ilişkinin gücünü ve yönünü ifade etmektedir. Korelasyon katsayıları, iki değişken arasında güçlü bir ilişki olduğuna dikkat çekiyorsa bu bilgi regresyon modelini tahminleme aşamasında göz ardı edilmemelidir, zira güçlü korelasyon varlığı modelde çoklu doğrusal bağlantı problemi doğurarak önemli bir varsayımın ihlaline yol açabilmektedir. Bu bağlamda, hem bağımlı değişkenler ile bağımsız değişkenler arasındaki doğrusal ilişkinin gücünü ve yönünü, hem de bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin gücünü ve yönünü tespit edebilmek amacıyla korelasyon analizine başvurulmuştur.

**Tablo 3:** Korelasyon Analizi

Değişkenler	LEPU	LBOR	LDK	LPFO	LTFO
LEPU	1				
LBOR	-0.0332	1			
LDK	0.0686	0.017	1		
LPFO	-0.1245	0.0283	-0.0568	1	
LTFO	-0.1006	0.0358	-0.0058	0.8621	1

**Not:** Değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır.

Tablo 3'te araştırma kapsamında incelenen LEPU, LBOR, LDK, LPFO ve LTFO değişkenlerine ilişkin korelasyon katsayıları sunulmaktadır. Elde edilen bulgular, LEPU ile LDK arasında pozitif yönlü bir ilişki yapısına işaret ederken LBOR, LPFO ve LTFO ile negatif yönlü bir ilişki yapısını öngörmektedir.

Bu aşamada sağlanan bulgular regresyon modelinden beklenen sonuçlar açısından da bahsi geçen ilişki yönlerinde beklentiler oluşturmaktadır.

Araştırmanın bu aşamasında değişkenlerin daha detaylı analizleri için panel veri tekniklerine başvurulmaktadır. Panel veri analizinde, yatay kesitlere göre değişkenlik gösteren değişkenlerin birim kök ve durağanlık analizlerine yön verebilmek için öncelikle yatay kesit bağımlılık sorununun varlığı araştırılmakta ve elde edilen bulgular doğrultusunda panel birim kök testleri seçilmektedir (Mensah vd, 2019:166; Apergis ve Payne, 2014:4519). Zira, değişkenlerde yatay kesit bağımlılık olması halinde varsayımlarında yatay kesitsel bağımlılık olan ikinci nesil panel birim kök testleri ile analizlere devam edilmesi gerekmektedir (Apergis ve Payne, 2014:4520; Hurlin ve Mignon, 2007). Bu sebeple ekonometrik analizlerin ilk aşamasında Breusch ve Pagan (1980) LM yatay kesit bağımlılık testine ve sonuçları teyit edebilmek için ise Pesaran (2004) tarafından geliştirilen sapması düzeltilmiş LM testine başvurulmuştur. Bu testin temel hipotezinde incelenen değişkende yatay kesitsel bağımlılığın olmadığı ifade edilirken, alternatif hipotezde ise yatay kesit bağımlılık sorununun olduğu belirtilmektedir. Ayrıca bu test,  $T > N$  özellikli panellerde sıklıkla kullanılan ve çoğu yatay kesit bağımlılık testinin temel alındığı referans bir testtir.

**Tablo 5:** Yatay Kesit Bağımlılık Testlerinin Sonuçları

Değişkenler	LM Test İstatistiği	Olasılık	Sapması Düzeltilmiş LM İstatistiği	Olasılık
LBOR	6012.00***	0.0000	704.2784***	0.0000
LDK	3804.767***	0.0000	444.1535***	0.0000
LPFO	1750.111***	0.0000	202.0110***	0.0000
LTFO	1259.311***	0.0000	144.1686***	0.0000

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

ii. Değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır.

Tablo 5'te değişkenlerin Breusch ve Pagan (1980) LM yatay kesit bağımlılık testinden ve Pesaran (2004) sapması düzeltilmiş LM testinden elde edilen bulgular yer almaktadır. Zaman boyutunu ifade eden  $T$ 'nin, birim boyutunu ifade eden  $N$ 'den büyük olduğu durumlarda kullanılması önerilen LM testinin sonuçlarına göre, değişkende yatay kesit bağımlılık sorununun olmadığı belirtilen temel hipotezin, LBOR, LDK, LPFO ve LTFO değişkenleri için reddedildiği görülmektedir. Bu sonuçları desteklemek amacıyla kullanılan (*robust*) Pesaran (2004) tarafından geliştirilmiş olan sapması düzeltilmiş LM testinin bulgularına göre de, yatay kesit bağımlılık bulunmadığını belirten temel hipotez, tüm değişkenleri reddetmektedir. Dolayısıyla her iki teste göre de değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı sorununun var olduğu kaydedilmiş ve değişkenlerdeki birim kök varlığının sınanmasında bu problemi dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testlerine başvurulması gerektiği anlaşılmıştır (Güloğlu ve İspir, 2011; Özer ve Kırca, 2020; Küçüksakarya ve Özer, 2021).

Ekonometrik analizlerin bu aşamasına kadar elde edilen yatay kesit bağımlılığın var olduğunu gösteren güçlü kanıtlar, değişkenlerin birim kök ve durağanlık analizlerinde ikinci nesil panel birim kök ve durağanlık testlerine başvurulması gerektiğini göstermektedir (Barbieri, 2009; Shahbaz vd. 2016, Yerdelen Tatoğlu, 2017). Bu araştırma kapsamında Hadri ve Kurozumi (2012) panel durağanlık testlerinden ve Pesaran (2007) CIPS panel birim kök testinden faydalanılmıştır.

**Tablo 6:** CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler (Düzye)	Sabitli t İstatistiği	Sabitli & Trendli t İstatistiği	Değişkenler (Birinci Farklar)	Sabitli t İstatistiği	Sabitli & Trendli t İstatistiği
LBOR	-0.9153	-2.1445	LBE	-11.0289***	-12.1519***
LDK	-1.5558	-1.8261	LDK	-9.7735***	-9.8406***
LPFO	-1.9993	-2.3323	LPFO	-7.4476***	-7.6035***
LTFO	-2.7270**	-2.6540	LTFO	-6.1580***	-6.3640***

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

ii. Değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır.

iii. Yatay kesitlere göre değişmeyen değişkenlerin (bu çalışmada LEPU) birim kök ve durağanlık analizlerinde klasik zaman serisi birim kök testleri kullanılabilir (Güloğlu ve Bayar, 2016). Bu çalışmada da ADF testine başvurulmuş ve LEPU değişkeninin birinci farklarda durağan olduğu bulgusu elde edilmiş ancak yer kısıtından ötürü yalnızca not olarak yer verilmiştir.

Tablo 6'da CIPS panel birim kök testinin sonuçları gösterilmektedir. CIPS panel birim kök testinin temel hipotezinde ilgili değişkenin birim kök içerdiği ifade edilmektedir. Değişkenlerin düzey değerlerine ait test istatistikleri incelendiğinde, LBOR, LDK, LPFO ve LTFO (bu değişkenin sabit terimli istatistiği dahil değildir) değişkenleri için bahsi geçen temel hipotezin reddedilemediği görülmektedir. Dolayısıyla, bu değişkenlerin düzey değerlerinin birim kök süreci izlediği anlaşılabilir. Dolayısıyla, söz konusu değişkenlerin düzeyde durağan olmadığı (başka bir ifadeyle I(0) süreci) görülmektedir. Ancak değişkenlerin durağanlık derecelerinin belirlenebilmesi için bahsi geçen değişkenlere fark alma işlemi uygulanmış ve tekrar CIPS panel birim kök testi uygulanmıştır. Birinci farkları alınmış değişkenler için elde edilen test istatistikleri incelendiğinde birim kök varlığı olan temel hipotez tüm değişkenler için reddedilmektedir. Dolayısıyla, CIPS panel birim kök testine göre LBOR, LDK, LPFO ve LTFO değişkenleri birinci dereceden durağan bir diğer ifadeyle I(1) değişkenlerdir. Diğer yandan, yatay kesitlere göre değişmeyen LEPU değişkeni için birinci nesil panel birim kök testi olan IPS testine başvurulmuştur. Bu testin temel hipotezinde de birim kök varlığı ifade edilmektedir ve birinci farklarda hesaplanan istatistik değerlerine göre temel hipotezin reddedilemediği görülmektedir. Ancak elde edilen bu sonuçları destekleyebilmek amacıyla Hadri ve Kurozumi (2012) panel durağanlık testine başvurulmuş ve elde edilen sonuçlar CIPS panel birim kök testi bulgularıyla birlikte değerlendirilerek analizlere yön verilmiştir.

**Tablo 7:** Hadri ve Kurozumi Panel Durağanlık Testi Sonuçları

Değişkenler (Düzye)	Sabitli ZA_SPC	Olasılık	Sabitli ZA_LA	Olasılık	Sabitli &Trendli ZA_SPC	Olasılık	Sabitli & Trendli ZA_LA	Olasılık
LBOR	1.4026*	0.0835	1.3911*	0.0899	6.9458***	0.0000	6.4373***	0.0000
LDK	1.9421**	0.0261	1.9230**	0.0274	-9.4388***	0.0000	-8.7279***	0.0000
LPFO	2.1121**	0.0173	2.0114**	0.0221	-8.6562***	0.0000	-8.3232***	0.0000
LTFO	1.5309*	0.0629	1.3630*	0.0864	3.0900***	0.0010	2.6908***	0.0036
Değişkenler (Birinci Farklar)	Sabitli ZA_SPC	Olasılık	Sabitli ZA_LA	Olasılık	Sabitli &Trendli ZA_SPC	Olasılık	Sabitli & Trendli ZA_LA	Olasılık
LBOR	0.2763	0.3912	0.2694	0.3938	0.0399	0.4842	-0.0558	0.5222

LDK	-3.0801	0.9990	-3.0049	0.9987	-3.7359	0.9999	-3.5263	0.9998
LPFO	-2.5573	0.9947	-2.4064	0.9919	-2.7260	0.9968	-2.3659	0.9910
LTFO	-3.2392	0.9994	-3.1889	0.9993	-4.0092	0.9999	-3.8340	0.9999

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

ii. Değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır.

Tablo 7’de Hadri ve Kurozumi panel (2012) durağanlık testinden elde edilen sonuçlar gösterilmektedir. Bu testin temel hipotezinde, çoğu birim kök testinden farklı olarak, ilgili değişkenin durağan olduğu ifade edilmektedir. Test istatistikleri incelendiğinde, değişkenlerinin düzey değerleri için ilgili değişkenin durağan olmadığını ifade eden temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Dolayısıyla, LBOR, LDK, LPFO ve LTFO değişkenlerinin düzeyde durağan olmadığı sonucu elde edilmektedir. Ancak bütünleşme derecesini belirleyebilmek için yine fark alma işlemi uygulanmış ve tekrar Hadi ve Kurozumi testi uygulanmıştır. Bu defa elde edilen istatistiklere göre ise tüm değişkenler için, durağanlığı ifade eden temel hipotezin reddedilemediği görülmüştür. Dolayısıyla, hem CIPS panel birim kök testine göre hem de Hadri ve Kurozumi panel durağanlık testine göre LBOR, LDK, LPFO ve LTFO değişkenlerinin I(1) süreci izleyen değişkenler olduğu sonucu elde edilmiştir.

Panel birim kök ve durağanlık testlerinin sağladığı bulgular, değişkenlerin tamamının birinci farklarda durağan olan değişkenler olduğunu göstermiş ve bu aşamada Eşitlik (12), Eşitlik (13), Eşitlik (14) ve Eşitlik (15)’te gösterilen modellerin direkt olarak tahminlenmesi, aslında durağan olmayan değişkenlerle bir regresyon modelini tahminlemek anlamına gelmektedir. Bir veya daha fazla durağan olmayan (ya da birim kök içeren de denilebilmektedir) değişkenleri içeren regresyon modellerinin “sahte” olabilme olasılığı bulunmaktadır (Granger ve Newbold, 1974; Pedroni, 1995; Kao, 1999; Irandoust ve Hatemi, 2005; Altaylar ve Dursun, 2021; Çiğdem ve Altaylar, 2021; Kartal vd. 2023). Fakat bu durumun bir istisnası olarak, değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin (eşbütünleşik ilişki de denilebilmektedir) var olması durumunda değişkenler düzey değerleriyle modele dahil edilebilmekte ve sahte regresyon olma ihtimali de ortadan kalkmaktadır (Engle ve Granger, 1987; Irandoust ve Hatemi, 2005; Ramirez, 2007; Cho ve Ramirez, 2016; Çiğdem ve Altaylar, 2020). Bu nedenle, araştırmanın bu noktasında Eşitlik (12); Eşitlik (13); Eşitlik (14) ve Eşitlik (15)’te yer alan değişkenlerin arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığını araştırmak amaçlanmış ve bu nedenle de panel eşbütünleşme testlerine ihtiyaç duyulmuştur. Ancak, panel veri analizinde hem yatay kesit boyutunun hem de zaman boyutunun birlikte varlığı, yatay kesit bağımlılık kavramının üzerinden yön kazanmaktadır. Panel eşbütünleşme testleri temelde, eşbütünleşme eşitliğinde yatay kesit bağımlılık sorunu olması yahut olmamasına göre ayrılmaktadır (Baltagi ve Pesaran, 2007; Nirola ve Sahu, 2020). Birinci nesil panel eşbütünleşme testleri, eşbütünleşme denkleminde yatay kesit bağımlılığına yönelik bir varsayım bulundurmazken, ikinci nesil testlerde eşbütünleşme eşitliğindeki yatay kesit bağımlılık problemi dikkate alınarak hesap yapılmaktadır (Baltagi ve Pesaran, 2007; Breitung ve Pesaran, 2008; Klein, 2015). Dolayısıyla, bu araştırmada da hangi panel eşbütünleşme testleriyle analizlere devam edileceğini belirleyebilmek amacıyla ilk olarak eşbütünleşme denklemlerinde yatay kesit bağımlılığın var olup olmadığı araştırılmıştır.

**Tablo 8:** Eşbütünleşme Denklemleri İçin Yatay Kesit Bağımlılık Testinin Sonuçları

Eşitlik No	LM Test İstatistiği	Olasılık
Eşitlik (12)	618.008***	0.0000
Eşitlik (13)	306.501***	0.0000
Eşitlik (14)	727.522***	0.0000
Eşitlik (15)	288.580***	0.0000

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

ii. Değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır.

Tablo 8’de Eşitlik (12), Eşitlik (13), Eşitlik (14) ve Eşitlik (15)’te yer alan denklemlerin eşbütünleşme eşitliklerinin sapması düzeltilmiş LM yatay kesit bağımlılık testi sonuçları gösterilmektedir. Bu testin temel hipotezinde modelin artıkları arasında yatay kesit bağımlılık olmadığı ifade edilmektedir. Test istatistiklerine ait olasılık değerleri incelendiğinde (*olasılık ya da prob. değeri < alfa önem seviyesi olduğu için temel hipotezin reddini gerektirir*) her model için temel hipotezler reddedilmektedir. Dolayısıyla eşitliklerin tamamında yatay kesit bağımlılık sorunu bulunmaktadır ve panel eşbütünleşme testinin seçiminde bu sorunu dikkate alan ve ikinci nesil panel eşbütünleşme testleri olarak adlandırılan testlerle analizlere devam edilmesi gerektiği anlaşılmıştır. Bu aşamaya kadar elde edilen bulgular,

- LBOR, LPFO, LDK, LTFO ve LEPU değişkenlerinin birinci dereceden durağan olan I(1) sürecindeki değişkenler olduğunu göstermektedir,
- Eşitlik (12), Eşitlik (13), Eşitlik (14) ve Eşitlik (15)’te tanıtılan modellerin tamamının eşbütünleşme modellerinde yatay kesit bağımlılık sorunu bulunmaktadır. Bu sebeple ikinci nesil panel eşbütünleşme testlerine başvurulmalıdır.

Elde edilen bulgular doğrultusunda, eşbütünleşme ilişkilerinin kesitsel bağımlılık yapısına uygun olarak ikinci nesil panel eşbütünleşme testleri arasında yer alan Westerlund (2007) LM tabanlı panel eşbütünleşme testi ile yatay kesitsel bağımlılık varsayımına ek olarak yapısal kırılmaların varlığında eşbütünleşme ilişkilerini incelemeye olanak tanıyan Westerlund ve Edgerton (2007) panel eşbütünleşme testlerinden faydalanılmıştır.

**Tablo 9:** Westerlund (2007) LM Tabanlı Bootstrap Panel Eşbütünleşme Testinin Sonuçları

Bağımlı Değişken: LBOR (Eşitlik 12)		Deterministik Bileşen: Sabit Terim		
Test İstatistikleri	İstatistik	z İstatistiği	Olasılık	Bootstrap Olasılık
Gt İstatistiği	-3.691	-6.752***	0.0000	0.0000
Ga İstatistiği	-11.01	-2.222*	0.0130	0.0800
Pt İstatistiği	-10.071	-5.339***	0.0000	0.0000
Pa İstatistiği	-9.368	-3.455**	0.0000	0.0400

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

ii. Değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır.

Tablo 9’da Eşitlik (12)’de tanıtılan model için (*bu modelin değişkenlerinin her ikisi de birinci dereceden bütünsel bir diğer ifadeyle fark durağandır*) Westerlund (2007) ikinci nesil panel eşbütünleşme testinden elde edilen sonuçlar gösterilmektedir. Bu testin temel hipotezinde ilgili modelde (Eşitlik

(12)) eşbütünleşme ilişkisinin yokluğu ifade edilmektedir. Westerlund (2007) testinde hem panel hem de grup istatistikleri sunulmaktadır. Pt ve Pa istatistikleri panel istatistiklerini, Gt ve Ga de grup istatistiklerini belirtmektedir. Hem grup hem de panel istatistikleri incelendiğinde panel ve grup istatistiklerinin olasılık değerlerine göre (*Pa*, *Pt*, *Ga* ve *Gt* istatistiklerinin olasılık değerleri  $< \alpha$  önem seviyesi) Eşitlik (12)'nin bir eşbütünleşme ilişkisi örneği olmadığını belirten temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Dolayısıyla, borsa endeksi ve ekonomi politikası belirsizliği uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi sergileyen değişkenlerdir.

**Tablo 10:** Westerlund (2007) LM Tabanlı Bootstrap Panel Eşbütünleşme Testinin Sonuçları

Bağımlı Değişken: LDK (Eşitlik 13)		Deterministik Bileşen: Sabit Terim		
Test İstatistikleri	İstatistik	z İstatistiği	Olasılık	Bootstrap Olasılık
Gt İstatistiği	-0.763	3.662	1.0000	0.9600
Ga İstatistiği	-2.812	2.562	0.9950	0.9400
Pt İstatistiği	0.838	5.431	1.0000	0.9800
Pa İstatistiği	0.579	3.401	1.0000	0.9800

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

ii. Değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır.

Tablo 10'da, Eşitlik (13)'te tanımlanan model için Westerlund (2007) testinin sunduğu sonuçlar paylaşılmaktadır. Bu testin temel hipotezinde incelenen modelin (Eşitlik (13)) eşbütünleşme ilişkisi göstermediği iddia edilmektedir. Testin Gt ve Ga de grup istatistiklerine ve Pt ve Pa panel istatistiklerine göre (*Pa*, *Pt*, *Ga* ve *Gt* istatistiklerinin olasılık değerleri  $> \alpha$  önem seviyesi) Eşitlik (13)'te bir eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden temel hipotezin reddedilemediği görülmektedir. Ancak, Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testi herhangi bir olası yapısal kırılmayı dikkate almamakta ve bu yönüyle de bir dezavantaja sahip olmaktadır. Eşitlik (13)'te gösterilen değişkenler arasında olası yapısal kırılmalı bir eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığını incelemek için ise Westerlund (2007) tarafından geliştirilen ve yapısal kırılma ya da kırılmalar varlığında çalışan panel eşbütünleşme testine başvurulmuş ve elde edilen sonuçlar Tablo 11'de gösterilmiştir.

**Tablo 11:** Westerlund ve Edgerton (2007) Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testinin Sonuçları

Bağımlı Değişken: LDK (Eşitlik 13)		Kırılma Opsiyonu: Sabit Terim
LM Test İstatistiği	Asimptotik Olasılık	Bootstrap Olasılık
18.010***	0.0000	0.0000

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

ii. Değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır.

Tablo 11'de Eşitlik (13) için yapısal kırılmalı Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testinden elde edilen sonuçları göstermektedir. Bu testinde temel hipotezinde de ilgili modelde (Eşitlik (13)'te) eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı belirtilmektedir. LM test istatistiğine ait olasılık değerleri incelendiğinde eşbütünleşme ilişkisinin yokluğunu iddia eden temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Bu durumda, Eşitlik (13)'te esasen denkleminde sabit teriminde bir kırılmayla birlikte bir eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu sonucu elde edilmektedir. Ayrıca, kırılma tarihlerine ilişkin olarak elde edilen bulgular ise yalnızca Brezilya için 2013 yılının Mart ayında bir kırılmanın

var olduğunu ve diğer tüm ülkeler için ise 2013 yılının Şubat ayında birer kırılmanın var olduğunu ortaya koymaktadır.

**Tablo 12:** Westerlund (2007) LM Tabanlı Bootstrap Panel Eşbütünleşme Testinin Sonuçları

Bağımlı Değişken: LTFO (Eşitlik 14)		Deterministik Bileşen: Sabit Terim		
Test İstatistikleri	İstatistik	z İstatistiği	Olasılık	Bootstrap Olasılık
Gt İstatistiği	-2.541	-2.66***	0.0040	0.0400
Ga İstatistiği	-11.939	-2.764***	0.0030	0.0400
Pt İstatistiği	-7.442	-2.744***	0.0030	0.0200
Pa İstatistiği	-9.967	-3.867***	0.0000	0.0000

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

ii. Değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır.

Tablo 12'de Eşitlik (14)'de tanımlanan model için Westerlund (2007) ikinci nesil panel eşbütünleşme testinden elde edilen sonuçlar gösterilmektedir. Bu testin temel hipotezinde ilgili modelde (Eşitlik (14)) eşbütünleşme ilişkisinin yokluğu ifade edilmektedir. Westerlund (2007) testinde hem panel hem de grup istatistikleri sunulmaktadır. Pa ve Pt istatistikleri panel istatistiklerini, Ga ve Gt de grup istatistiklerini belirtmektedir. Hem grup hem de panel istatistikleri incelendiğinde panel ve grup istatistiklerinin olasılık değerlerine göre (*Pa*, *Pt*, *Ga* ve *Gt* istatistiklerinin olasılık değerleri  $<$ alfa önem seviyesi) Eşitlik (14)'ün bir eşbütünleşme ilişkisi örneği olmadığını belirten temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Bu durumda, LTFO ve LPU uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi sergilemektedir.

**Tablo 13:** Westerlund (2007) LM Tabanlı Bootstrap Panel Eşbütünleşme Testinin Sonuçları

Bağımlı Değişken: LPFO (Eşitlik 15)		Deterministik Bileşen: Sabit Terim		
Test İstatistikleri	İstatistik	z İstatistiği	Olasılık	Bootstrap Olasılık
Gt İstatistiği	-2.335	-1.927**	0.027	0.0200
Ga İstatistiği	-7.934	-0.428***	0.334	0.0000
Pt İstatistiği	-7.569	-2.869**	0.002	0.0400
Pa İstatistiği	-8.387	-2.778***	0.003	0.0000

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

ii. Değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır.

Tablo 13'te Eşitlik (15)'te tanımlanan model için Westerlund (2007) ikinci nesil panel eşbütünleşme testinden elde edilen sonuçlar gösterilmektedir. Bu testin temel hipotezinde ilgili modelde (Eşitlik (15)) eşbütünleşme ilişkisinin yokluğu ifade edilmektedir. Westerlund (2007) testinde hem panel hem de grup istatistikleri sunulmaktadır. Pa ve Pt istatistikleri panel istatistiklerini, Ga ve Gt de grup istatistiklerini belirtmektedir. Hem grup hem de panel istatistikleri incelendiğinde panel ve grup istatistiklerinin olasılık değerlerine göre (*Pa*, *Pt*, *Ga* ve *Gt* istatistiklerinin olasılık değerleri  $<$ alfa önem seviyesi) Eşitlik (15)'in bir eşbütünleşme ilişkisi örneği olmadığını belirten temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Bu durumda, LPFO ve LPU uzun dönemde eşbütünleşik bir ilişki göstermektedir.



Araştırmanın bu aşamasında, aralarında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu tespit edilen değişkenlerin (LBOR-LEPU; LDK-LEPU; LTFO-LEPU ve LPFO-LEPU) regresyon modellerinin tahminlenebilmesi için panel regresyon tahmincisine ihtiyaç vardır. Ancak panel veri analizinde, regresyon tahmincisi seçiminde homojen eğimler hususu da önem kazanan bir başka kavramdır (Hsiao ve Pesaran, 2004; Hsiao, 2002). Bu kavram temelde, panel regresyon modelinin her bir kesit için özel tahminlenip tahminlenmemesi gerektiğini ifade etmektedir (Swamy, 1970; Yerdelen Tatoğlu, 2017; Hsiao, 2022). Çünkü, homojen olmayan eğimleri olan modellerin bu özelliğinin dikkate alınmamasıyla heterojenlik sapması olarak adlandırılan sorunla karşılaşabilmektedir (Maddala vd. 1997; Pesaran ve Smith, 1995). Bu sebeple araştırmada incelenen modellerin bir regresyon tahmincisi vasıtasıyla tahminlenmesi aşamasından önce homojen ya da heterojen eğimlerin varlığı incelenmiş ve bu duruma uygun regresyon tahmincisi seçimi amaçlanmıştır.

**Tablo 14:** Homojen Eğimler Testinin Sonuçları

Eşitlik No	Delta İstatistiği	Olasılık	Delta Adj. İstatistiği	Olasılık
Eşitlik (12)	38.980***	0.0000	39.335***	0.0000
Eşitlik (13)	73.346***	0.0000	74.014***	0.0000
Eşitlik (14)	46.229***	0.0000	46.649***	0.0000
Eşitlik (15)	49.368***	0.0000	49.817***	0.0000

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

ii. Değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır.

Tablo 14'te, Eşitlik (12), Eşitlik (13), Eşitlik (14) ve Eşitlik (15)'te yer alan denklemler için Pesaran ve Yamagata (2008) delta eğim homojenliği testinin sonuçları sunulmaktadır. Bu test iki istatistik ile eğim homojenliğini araştırmakta (delta ve delta adj. istatistikleri) ve temel hipotezde de incelenen modele ait eğimlerin homojen olduğu belirtilmektedir. Delta ve adj. delta istatistikleri incelendiğinde, tüm eşitlikler için, homojen eğimler temel hipotezinin reddedildiği görülmektedir. Bu bağlamda Eşitlik (12), Eşitlik (13), Eşitlik (14) ve Eşitlik (15)'te gösterilen yapıların tahminlenme aşamasında, heterojen eğimler varsayımı ile çalışan panel regresyon tahmincilerinin seçilmesi gerekmektedir. Bu durumun dikkate alınmaması halinde heterojenlik sapması ile karşılaşılabilme ihtimali gelişebilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2017). Bu sebeple araştırmada, hem yatay kesitsel bağımlılık problemi varlığında çalışabilen hem de heterojen eğimlere izin panel dinamik en küçük kareler (panel DOLS) ve panel tam değiştirilmiş en küçük kareler (panel FMOLS) tahmincilerinden faydalanılarak aralarında eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilen değişkenlerin uzun dönem katsayı tahminlerine erişilmiştir.

**Tablo 15:** Uzun Dönem Modellerinin Tahmini

Bağımlı Değişken: LBOR	Eşitlik (12)	
Açıklayıcı Değişken: LEPU	DOLS Tahmincisi	FMOLS Tahmincisi
Katsayı	-0.11**	-0.04***
t İstatistiği	-2.53	-5.47
Bağımlı Değişken: LDK	Eşitlik (13)	
Açıklayıcı Değişken: LEPU	DOLS Tahmincisi	FMOLS Tahmincisi

Katsayı	0.48***	0.53***
t İstatistiği	9.25	11.12
<b>Bağımlı Değişken: LTFO</b>	<b>Eşitlik (14)</b>	
<b>Açıklayıcı Değişken: LEPU</b>	<b>DOLS Tahmincisi</b>	<b>FMOLS Tahmincisi</b>
Katsayı	-0.19***	-0.18***
t İstatistiği	-7.63	-7.10
<b>Bağımlı Değişken: LPFO</b>	<b>Eşitlik (15)</b>	
<b>Açıklayıcı Değişken: LEPU</b>	<b>DOLS Tahmincisi</b>	<b>FMOLS Tahmincisi</b>
Katsayı	-0.26***	-0.32***
t İstatistiği	-4.81	-6.14

**Not:** i. \*\* ve \*\*\* sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 önem seviyelerindeki kritik değerleri ifade etmektedir  
ii. 0.05 ve 0.01 önem seviyelerindeki kritik değerler sırasıyla 1.960 ve 2.576'dır. Kritik değerler t tablosundan alınmıştır.  
iii. DOLS ve FMOLS tahminlerinde gecikme uzunluğu default olarak "2" alınmıştır.  
iv. Değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır bu sayede model yorumlamaları yüzde-yüzde olarak yapılabilmektedir.

Tablo 15'te araştırma kapsamında incelenen dört modelin DOLS ve FMOLS tahmincileri vasıtasıyla elde edilen uzun dönem modellerinin (eşbütünlüşme modellerinin) sonuçları gösterilmektedir. Elde edilen bulgular, ekonomi politikası belirsizliğinin borsa endeksi, politika faiz oranları ve tahvil faizi oranları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu bulgular doğrultusunda uzun dönemde ekonomi politikası belirsizliğinde meydana gelen %1'lik bir artış, borsalar üzerinde yaklaşık olarak %0.11'lik bir azalış; politika faiz oranlarında yaklaşık olarak %0.26'lık bir azalış ve tahvil faiz oranlarında ise %0.19'lık bir azalış beraberinde getirmektedir. Diğer yandan, ekonomi politikası belirsizliğinde görülen %1'lik bir artış döviz kurları üzerinde yaklaşık olarak %0.48'lik bir artışı tetiklemektedir. Bu durumda ekonomi politikası belirsizliğinin ülkelerin borsaları ve döviz kurları üzerinde olumsuz etkileri olduğu açıkça görülmektedir.

**Tablo 16:** Dumitrescu ve Hurlin Heterojen Panel Nedensellik Analizi

Temel Hipotez: $H_0$	W İst.	Z-bar İst.	Olasılık	Temel Hipotez: $H_0^1$	W İst.	Z-bar İst.	Olasılık
LBOR → LEPU	14.5340	3.9062***	0.0000	LEPU → LBOR	4.5595	3.9062***	0.0000
LPFO → LEPU	2.2770	1.0748	0.2825	LEPU → LPFO	3.3436	2.0318**	0.0422
LTFO → LEPU	3.0804	1.6261	0.1039	LEPU → LTFO	4.2705	3.4607***	0.0005
LDK → LEPU	4.9229	8.5551***	0.0000	LEPU → LDK	1.9165	1.9779**	0.0479

**Not:** i. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.01 önem seviyelerini ifade etmektedir.  
ii.  $H_0^1$  dışlanan değişkenin bağımlı değişkenin nedeni olmadığını ifade etmektedir.

Tablo 16'da nedensel ilişkilerin ortaya çıkarılması amacıyla başvuru Dumitrescu ve Hurlin panel heterojen nedensellik analizinin sonuçları yer almaktadır. Bu testin temel hipotezinde, dışlanan değişkenin bağımlı değişkenin nedeni (homojen olmayan nedeni) olmadığı belirtilmektedir. W ve Z-bar istatistiklerine ait olasılık değerleri incelendiğinde, araştırmada bağımsız değişken olarak atanan LEPU'dan bağımlı değişkenler olan LBOR, LPFO ve LTFO'ya doğru bir nedensel ilişkinin olmadığını belirten temel hipotezin reddedildiği (olasılık değerleri < alfa önem seviyesi olduğu için bahsi geçen temel hipotez reddedilir) görülmektedir. Ancak diğer yandan, LBOR ve LDK değişkenlerinden LEPU doğru bir nedensel ilişkinin var olmadığını belirten temel hipotezlerin de

reddedildiği görülmektedir. Bu bağlamda, LEPU-LBOR ve LEPU-LDK arasında çift yönlü (karşılıklı) bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilirken, LEPU'dan LPFO'ya ve LEPU'dan LTFO'ya doğru tek yönlü bir nedensel ilişki yapısı olduğu anlaşılmaktadır. Dumitrescu ve Hurlin panel heterojen nedensellik analizinden sağlanan bulgular, esasen bilgi akışının (bir diğer ifadeyle nedensellik yönünün) yönünü belirleyebilme bağlamında yol gösterici bir rol oynamakta ve bu sayede de regresyon modelinin tasarımında bağımlı ve bağımsız değişkenin tayinine dair bilgi sunmaktadır. Tablo 14'te yer alan bulgular, bilgi akışının bağımsız değişkenlerden bağımlı değişkene doğru (çift yönlü ilişkiler de mevcuttur ancak burada spesifikasyondan bahsedilmektedir) olduğunu gösterirken, aynı zamanda Eşitlik (12), Eşitlik (13), Eşitlik (14) ve Eşitlik (15)'de tanıtılan regresyon modellerinin bir nevi dizaynını da doğrulamaktadır.

## 6. Sonuç

Belirsizlik kavramı ekonomi ve finans literatüründe, hisse senedi piyasaları üzerinde önemli etkisi olduğu düşünülen bir faktördür. Ülke ekonomileri hakkındaki beklentileri yansıtan ekonomi politikası belirsizliği, yatırımcılar için borsa getirileri hakkında tahminlerde bulunabilmelerini sağlamaktadır. Politika belirleyicilerinin verecekleri kararlar yatırımcıların gelecekle ilgili verecekleri yatırım kararlarını etkilemektedir. Belirsizlik ortamı politik önlemlerin uygulama alanını riskli ortama dönüştürerek yatırımcıların üstlendikleri riski ve varlık fiyatlarını da etkilemektedir.

Son zamanlarda yaşanan krizler, salgın hastalıklar, ülkeler arası savaşlar gibi küresel çapta etki yaratan sorunlar ekonomi politikası belirsizliğinin artmasına neden olmaktadır. Finansal piyasalarda yatırım yaparak kazancını arttırmak isteyen yatırımcılar, küresel piyasalarda yaşanan olumsuz durumları piyasanın iç sorunu gibi algılamakta ve bu durumlar yatırımcı davranışlarında da farklılığa sebep olmaktadır.

Merkez bankaları, ekonomi politikası belirsizliğinin olumsuz etkilerini azaltmak için para politikasını kullanmaktadır. Bunu yapmanın bir yolu, politika faizini değiştirmekten geçmektedir. Politika faizi yükseltildiğinde, borçlanma maliyeti artmakta ve bu da yatırımları ve tüketimi düşürmeye düşürmektedir.

Tahvil faizleri de ekonomi politikası belirsizliğinden etkilenen bir diğer değişken olarak karşımıza çıkmaktadır. Belirsizliğin arttığı ortamda yatırımcılar, riski az olan varlıklara, tahviller gibi, daha fazla talep göstermektedir. Bu talep artışı, tahvil fiyatlarının yükselmesine ve faizlerin düşmesine neden olmaktadır.

Bu çalışmada ekonomi politikası belirsizliğinin yatırımcı davranışı üzerindeki etkisinin araştırılması amaçlanmıştır. Bu doğrultuda araştırmada, ekonomi politikası belirsizliğinin finansal piyasalar üzerindeki etkilerini ve bu etkilerle ilgili ilişkileri irdelenmiştir. Bu çerçevede, ekonomi politikası belirsizliğinin borsa endeksi, tahvil faiz oranları, politika faiz oranları ve döviz kurları gibi önemli ekonomik göstergelerle uzun vadeli bir ilişkiye (eşbütünlüşme ilişkisi) sahip olduğu gözlemlenmiştir. Bulgulara göre, ekonomi politikası belirsizliğindeki artışlar, borsa endeksini ve faiz oranlarını olumsuz yönde etkileyerek düşüşe neden olurken, döviz kurlarında ise olumlu bir etki yaratmaktadır.

Ayrıca, araştırma ekonomi politikası belirsizliği ile diğer göstergeler arasındaki nedensel ilişkilere de ışık tutmaktadır. Bu bağlamda, ekonomi politikası belirsizliği ile ülkelerin döviz kurları arasında karşılıklı nedensel ilişkiler bulunurken, ekonomi politikası belirsizliği ile politika faizi ve tahvil faizi arasında ise tek yönlü bir nedensel ilişki olduğu kaydedilmiştir. Bu sonuçlar, model spesifikasyonlarını güçlendirmek açısından önemlidir ve bilgi akışı açısından güvenilir bir temel oluşturmaktadır.

Elde edilen bulgular çalışmanın amacına yönelik beklentiler ile örtüşmekle beraber literatürle de uyumaktadır. Literatürde elde edilen bulgularla paralellik gösteren çalışmalardan bazıları; Brogaard ve Detzel (2012), Chang vd. (2015), Christou vd. (2017), Guo vd. (2018), Gemici (2020), Quamruzzaman vd. (2022)'nin çalışmalarıdır.

Ekonomi politika belirsizliğine sebep olan kaynakların daha şeffaf bir şekilde yatırımcılara sunulabilmesi için yeni düzenlemelere tabi tutulmalıdır. Ekonomi politikası belirsizliğine yol açan en majör faktör politik istikrarsızlıktır. Bu faktör, hükümetlerin alacakları kararlarla şekillenmektedir. Bu nedenle politika yapıcılar, ekonomi politika belirsizliğini azaltmak amacıyla çeşitli reformları veya düzenlemeleri hayata geçirmelidir. Bu düzenlemeler, politika yapıcılarının toplumla şeffaf bir iletişim kurması, düzenleyici ve denetleyici otoritelerin kurumsal yapılarının güçlendirilmesi, rekabeti arttırıcı yapısal reformların yapılması, sosyal ve politik istikrarın korunması için gerekli düzenlemelerin yapılması, uluslararası ticaretin gelişmesi için gerekli reformların yapılması ve merkez bankalarının bağımsızlığını sağlamak gibi düzenlemelerdir. Bahsi geçen bu düzenlemelerin yapılması ile ekonomik birimler daha kolay ve rasyonel karar alabileceklerdir ve daha öngörülebilir bir piyasa ortamı oluşturduğu için daha etkin işleyen ve gelişen bir piyasa ortamı oluşacaktır.

## Kaynakça

- Adebayo, T. S., Akadiri, S. S., & Rjoub, H. (2022). On the relationship between economic policy uncertainty, geopolitical risk and stock market returns in South Korea: a quantile causality analysis. *Annals of Financial Economics*, 17(01), 2250008.
- Ahmed, M. Y., & Sarkodie, S. A. (2021). COVID-19 pandemic and economic policy uncertainty regimes affect commodity market volatility. *Resources policy*, 74, 102303.
- Altaylar, M., & Dursun, S. (2021). Türkiye'de İçsel Büyüme Modeline Kademeli Bir Bakış: Kantil Regresyon Yaklaşımı. *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 6(IERFM Özel Sayısı), 225-246.
- Al-Thaqeb, S. A., & Algharabali, B. G. (2019). Economic policy uncertainty: A literature review. *The Journal of Economic Asymmetries*, 20, e00133.
- Apergis, N., & Payne, J. E. (2014). The causal dynamics between renewable energy, real gdp, emissions and oil prices: evidence from OECD countries. *Applied Economics*, 46(36), 4519-4525.
- Attig, N., El Ghouli, S., Guedhami, O., & Zheng, X. (2021). Dividends and economic policy uncertainty: International evidence. *Journal of Corporate Finance*, 66, 101785.
- Azazi, H. (2019). The effects of political risk and economic policy uncertainty on foreign direct investments: A panel cointegration analysis for selected EU countries. *Girişimcilik ve Kalkınma Dergisi*, 14(1), 87-100.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data* (Vol. 4). Chichester: Wiley.
- Baltagi, B. H., & Pesaran, H. M. (2007). Heterogeneity and cross section dependence in panel data models: theory and applications introduction. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 229-232.

- Baltagi, B. H., Feng, Q., & 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.
- Bangake, C., & Eggoh, J. C. (2011). The Feldstein–Horioka puzzle in African countries: A panel cointegration analysis. *Economic Modelling*, 28(3), 939-947.
- Barbieri, L. (2009). Panel unit root tests under cross-sectional dependence: An overview. *Journal of Statistics: Advances in Theory and Applications*, 1(2), 117-158.
- Breitung, J., & Pesaran, M. H. (2008). Unit roots and cointegration in panels. In *The econometrics of panel data: Fundamentals and recent developments in theory and practice* (pp. 279-322). Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.
- Breusch, T. S., & 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.
- Brogaard, J., and A. Detzel (2012). The Asset Pricing Implications of Government Economic Policy Uncertainty. *University of Washington Foster School of Business Working Paper*.
- Chang, T., Chen, W. Y., Gupta, R., & Nguyen, D. K. (2015). Are stock prices related to the political uncertainty index in OECD countries? Evidence from the bootstrap panel causality test. *Economic Systems*, 39(2), 288-300.
- Che, X., & Jiang, M. (2021). Economic policy uncertainty, financial expenditure and energy poverty: evidence based on a panel threshold model. *Sustainability*, 13(21), 11594.
- Cho, H. C., & Ramirez, M. D. (2016). Foreign direct investment and income inequality in southeast Asia: a panel unit root and panel cointegration analysis, 1990–2013. *Atlantic Economic Journal*, 44, 411-424.
- Christou, C., Cunado, J., Gupta, R., & Hassapis, C. (2017). Economic policy uncertainty and stock market returns in Pacific Rim countries: Evidence based on a Bayesian panel VAR model. *Journal of Multinational Financial Management*, 40, 92-102.
- Cihangir, Ç. K., & Koçoğlu, Ş. (2022). Oil Prices, Economic Policy Uncertainty and Stock Market Returns in Oil Importing Countries: The Impact of COVID-19 Pandemic. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 40(1), 144-163.
- Çiğdem, G., & Altaylar, M. (2020). Cointegration Evidences From The New Fragile Five. *Journal of Life Economics*, 7(3), 269-282.
- Çiğdem, G., & Altaylar, M. (2021). Nonlinear relationship between economic growth and tax revenue in Turkey: Hidden cointegration approach. *İstanbul İktisat Dergisi*, 71(1), 21-38.
- Dai, M., Qamruzzaman, M., & Hamadelneel Adow, A. (2022). An assessment of the impact of natural resource price and global economic policy uncertainty on financial asset performance: Evidence from bitcoin. *Frontiers in Environmental Science*, 10, 897496.
- Darıcı, B., Aydın, A., Ayhan, F., & Altaylar, M. (2023). Macroeconomic determinants of tourism demand toward emerging markets. *İstanbul İktisat Dergisi*, 73(2), 837-864.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Dritsaki, C., & Dritsaki, M. (2014). Causal relationship between energy consumption, economic growth and CO2 emissions: A dynamic panel data approach. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4(2), 125-136.
- Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Econometrics, 15, 93-130.

- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Gemici, E. (2020). Ekonomi Politikası Belirsizliği ile G7 Ülke Borsaları Arasındaki İlişki. *Bingöl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi (BUSBED)*, 10(20), 353-372.
- Gökpinar, S. (2022). Covid-19 Pandemisinin ABD Ekonomisine Yansımaları ve Küresel Ekonomik Güçlükler. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 7(1), 107-132. <https://doi.org/10.25229/beta.1115611>
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), 111-120.
- Guo, P., Zhu, H., & You, W. (2018). Asymmetric dependence between economic policy uncertainty and stock market returns in G7 and BRIC: A quantile regression approach. *Finance Research Letters*, 25, 251-258.
- Güloğlu, B., Tekin, R. B., & Saridogan, E. (2012). Economic determinants of technological progress in G7 countries: A re-examination. *Economics Letters*, 116(3), 604-608.
- Güloğlu, B., & İspir, M. S. (2011). Doğal işsizlik oranı mı? İşsizlik histerisi mi? Türkiye için sektörel panel birim kök sınaması analizi. *Ege Akademik Bakış*, 11(2), 205-215.
- Guloglu, B., & Bayar, G. (2016). Sectoral exports dynamics of Turkey: Evidence from panel data estimators. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 25(7), 959-977.
- Hadri, K., & Kurozumi, E. (2012). A simple panel stationarity test in the presence of serial correlation and a common factor. *Economics Letters*, 115(1), 31-34.
- Haq, I. U., Ferreira, P., Quintino, D. D., Huynh, N., & Samantreeporn, S. (2023). Economic Policy Uncertainty, Energy and Sustainable Cryptocurrencies: Investigating Dynamic Connectedness during the COVID-19 Pandemic. *Economies*, 11(3), 76.
- Haq, I. U., Ferreira, P., Quintino, D. D., Huynh, N., & Samantreeporn, S. (2023). Economic Policy Uncertainty, Energy and Sustainable Cryptocurrencies: Investigating Dynamic Connectedness during the COVID-19 Pandemic. *Economies*, 11(3), 76.
- Hsiao, C. (2022). *Analysis of panel data* (No. 64). Cambridge University Press.
- Hsiao, C., & Pesaran, M. H. (2004). Random coefficient panel data models. *Available at SSRN 572783*.
- Hurlin, C., & Mignon, V. (2007). Second generation panel unit root tests.
- Irlandoust, A. H. J. M., & Hatemi, A. (2005). Foreign aid and economic growth: new evidence from panel cointegration. *Journal of economic development*, 30(1), 71-80.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, 90(1), 1-44.
- Kaya, M., & Aydemir, C. (2011). Küreselleşmenin tarihsel gelişimi. *Dicle Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 1(1), 14-36.
- Kartal, M. T., Ayhan, F., & Altaylar, M. (2023). The impacts of financial and macroeconomic factors on financial stability in emerging countries: evidence from Turkey's nonperforming loans. *Journal of Risk*, 25(3).
- Kırca, M., & Özer, M. (2020). The impact of tourism demand on regional inflation in Turkey. *Journal of the Geographical Institute "Jovan Cvijic", SASA*, 70(3), 241-254.
- Kim, H., Oh, K. Y., & Jeong, C. W. (2005). Panel cointegration results on international capital mobility in Asian economies. *Journal of International Money and Finance*, 24(1), 71-82.
- Klein, M. (2015). Inequality and household debt: a panel cointegration analysis. *Empirica*, 42, 391-412.
- Kök, R., İspir, M. S., & Arı, A. A. (2010). Zengin ülkelerden az gelişmiş ülkelere kaynak aktarma mekanizmasının gerekliliği ve evrensel bölüşüm parametresi üzerine bir deneme. *Uluslararası Ekonomi Konferansı, Türkiye Ekonomi Kurumu, Kıbrıs*.

- Küçüksakarya, S., & Özer, M. (2021). Panel data analysis of relationship between economic growth, foreign direct investment, exchange rate and trade openness in newly industrialized countries. *Journal of Management and Economics Research*, 19(3), 94-114.
- Maddala, G. S., Trost, R. P., Li, H., & Joutz, F. (1997). Estimation of short-run and long-run elasticities of energy demand from panel data using shrinkage estimators. *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1), 90-100.
- Mensah, I. A., Sun, M., Gao, C., Omari-Sasu, A. Y., Zhu, D., Ampimah, B. C., & Quarcoo, A. (2019). Analysis on the nexus of economic growth, fossil fuel energy consumption, CO2 emissions and oil price in Africa based on a PMG panel ARDL approach. *Journal of Cleaner Production*, 228, 161-174.
- Nilavongse, R., Michał, R., & Uddin, G. S. (2020). Economic policy uncertainty shocks, economic activity, and exchange rate adjustments. *Economics Letters*, 186, 108765.
- Nirola, N., & Sahu, S. (2020). Revisiting the Wagner's law for Indian states using second generation panel cointegration. *Economic Change and Restructuring*, 53, 241-263.
- Ordu Akkaya, B. M. (2019). US Economic Policy Uncertainty And Loan Growth: Evidence From Turkey. *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi*.
- Pedroni, P. (1995). Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an Application to the PPP Hypothesis, Indiana University Working Papers in Economics, No. 95-013, June.
- Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 93-130). Emerald Group Publishing Limited.
- Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and statistics*, 83(4), 727-731.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Available at SSRN 572504*.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric reviews*, 34(6-10), 1089-1117.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). The role of theory in econometrics. *Journal of econometrics*, 67(1), 61-79.
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of econometrics*, 142(1), 50-93.
- Qamruzzaman, M., Karim, S., & Jahan, I. (2022). Nexus between economic policy uncertainty, foreign direct investment, government debt and renewable energy consumption in 13 top oil importing nations: Evidence from the symmetric and asymmetric investigation. *Renewable Energy*, 195, 121-136.
- Ramirez, M. D. (2007). A panel unit root and panel cointegration test of the complementarity hypothesis in the Mexican case: 1960–2001. *Atlantic Economic Journal*, 35, 343-356.
- Shahbaz, M., Tiwari, A. K., & Khan, S. (2016). Is energy consumption per capita stationary? Evidence from first and second generation panel unit root tests. *Economics Bulletin*, 36(3), 1656-1669.
- Sohag, K., Gainetdinova, A., & Mariev, O. (2022). The response of exchange rates to economic policy uncertainty: Evidence from Russia. *Borsa Istanbul Review*, 22(3), 534-545.
- Swamy, P. A. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 311-323.
- Şahin, D., & Durmuş, S. (2020). Yeni sanayileşen ülkelerde ekonomik kompleksite düzeyinin belirleyicileri. *Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 10(2), 334-351.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2017). Panel Zaman Serileri Analizi Stata Uygulamalı (3. Baskı 2020).

## THE IMPACT AND CAUSATION OF GLOBAL ECONOMIC POLICY UNCERTAINTIES ON INVESTOR BEHAVIOR IN NEWLY INDUSTRIALIZED COUNTRIES

Gülden KADOOĞLU AYDIN\*   
Turgay MÜNYAS\*\* 

Economic uncertainty about policy, known as economic policy, has a significant negative impact on overall economic fundamentals. The economic policy uncertainty index, first introduced by Baker et al. 2013, is one of the most widely used measures of uncertainty today. Political risk and economic policy uncertainty have various effects on many macroeconomic variables in the economy. One of the most important of these variables is foreign direct investments. Foreign investors avoid investing in economies where policy uncertainty is high and want to direct their investments to economies where there is political stability and there is no uncertainty in the economy.

Uncertainties arising in the global economy cause disruptive consequences for many macroeconomic factors. Deterioration processes in macroeconomic factors that occur in the global economy both make it necessary and difficult for economic policy makers to develop policies. This situation causes uncertainties to arise on a global scale in the global economy. The impact of these global uncertainties on investor behavior and the degree of this impact have revealed the need to be questioned by market researchers and experts on the subject. In this context, this study examines the impact of policy uncertainties in the global economy on investor behavior trading in financial markets in newly industrialized countries. The financial market indicators that constitute the subject of the review are the global economic policy uncertainty index, stock market indices, policy interest rates, 5-year bond interest rates and exchange rates.

Problems that have a global impact, such as recent crises, epidemics, and wars between countries, cause economic policy uncertainty to increase. Investors who want to increase their earnings by investing in financial markets perceive the negative situations in global markets as internal problems of the market, and these situations cause differences in investor behavior. When the necessary

---

\* Asst. Prof., Harran University, Birecik Vocational High School, Department of Accounting and Tax, E- mail: guldenka@harran.edu.tr, ORCID: 0000-0003-4214-5673

\*\* Asst. Prof. İstanbul Okan University, Faculty of Business Administration and Management Science, Department of Business Administration. E-mail: turgay.munyas@okan.edu.tr, ORCID: 0000-0002-8558-2032



literature studies are examined, it is seen that the number of studies on economic policy uncertainty and macroeconomic factors has increased recently. It is observed that most of the studies examining the relationship between the economic policy uncertainty index and economic growth and stock market index are international studies. There are also studies that aim to examine investor behavior when using the stock market index. However, these studies differ in terms of the countries they examine. Since there is no study examining investor behavior in newly industrialized countries, it is thought that the study will contribute to the literature. Recent studies appear to be studies examining economic policy uncertainty under different economic conditions during the worldwide pandemic period in 2019.

This study aims to investigate the effect of economic policy uncertainty on investor behavior. The findings show that economic policy uncertainty is statistically significant on the stock market index, policy interest rates and bond interest rates. In line with these findings, a 1% increase in economic policy uncertainty in the long term results in an approximately 0.11% decrease in stock markets; It brings about a decrease of approximately 0.26% in policy interest rates and a decrease of 0.19% in bond interest rates. On the other hand, a 1% increase in economic policy uncertainty triggers an approximately 0.48% increase in exchange rates. In this case, it is clearly seen that economic policy uncertainty has negative effects on countries' stock markets and exchange rates.

This study analyzes the effects of economic policy uncertainty on financial markets and its relationship with these effects and finds that economic policy uncertainty has a long-run relationship (cointegration relationship) with important economic indicators such as stock market index, bond interest rates, policy interest rates and exchange rates. According to the findings, increases in economic policy uncertainty have a negative impact on the stock market index and interest rates, leading to a decline, while they have a positive impact on exchange rates. The study also sheds light on the causal relationships between economic policy uncertainty and other indicators. In this context, a reciprocal causal relationship is found between economic policy uncertainty and exchange rates of countries, while a unidirectional causal relationship is found between economic policy uncertainty and the policy rate and the bond rate. These results are important for strengthening model specifications and providing a reliable basis for information flow. Therefore, policymakers should implement various reforms or regulations to reduce economic policy uncertainty.