

KÜRESEL EKONOMİ POLİTİKA BELİRSİZLİĞİNİN G7 ÜLKELERİ ENFLASYON DAVRANIŞLARI ÜZERİNDEKİ ETKİSİ VE NEDENSELLİĞİ

Güliden KADOOĞLU AYDIN¹, Turgay MÜNYAS²

Öz

Salgın döneminden sonra yaşanan tüketimdeki artışlar, küresel boyutta tedarik zincirinde meydana gelen bozulmalar ve son olarak da Rusya-Ukrayna işgali ile birlikte enflasyon tüm dünyada artış göstermiştir. Bununla beraber belirsizliğin de yaşandığı piyasalarda hem ekonomik hem de finansal açıdan toplum oldukça etkilenmiştir. Bu çalışmanın amacı küresel ekonomi politika belirsizliğinin, G7 ülkeleri enflasyon davranışları üzerinde oluşturduğu etkiyi araştırmaktır. Araştırmanın amacına yönelik olarak uygulanan panel birim kök testleri ve yatay kesit bağımlılık testlerinin sonuçları, bu ülkelerin enflasyon değerlerinin zaman içindeki dalgalanmalara rağmen genel olarak ortalamaya dönme eğilimi gösterdiğini ortaya koymaktadır. Bu bulgu, G7 ülkeleri arasında enflasyon düzeyleri açısından bir yakınsama sürecinin varlığını göstererek, ekonomik entegrasyonun ve benzer politika yaklaşımlarının etkilerini yansıtmaktadır. İkinci olarak, panel regresyon modeli kullanılarak yapılan tahminler, küresel ekonomi politika belirsizliği endeksinde yaşanan artışların enflasyon üzerinde olumsuz etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Bu durum, ekonomik ortamda politika belirsizliğinin enflasyonist baskılar yarattığını ve ekonomik istikrarı olumsuz etkilediğini göstermektedir. Son olarak, panel nedensellik testi ile küresel ekonomi politika belirsizliği ile gelişmiş ülkelerin enflasyon rakamları arasındaki bilgi akışının yönü belirlenmiştir. Bu testler, küresel ekonomi politika belirsizliğinin gelişmiş ülkelerin enflasyonunu etkileyebileceğini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Küresel Ekonomi Politika Belirsizliği, Enflasyon, G7 Ülkeleri, Panel Veri Analizi.

Jel Kodu: C33, E31, P16

THE EFFECT AND CAUSALITY OF GLOBAL ECONOMIC POLICY UNCERTAINTY ON INFLATION BEHAVIORS OF G7 COUNTRIES

Abstract

Following the pandemic, increases in consumption, disruptions in global supply chains, and the Russia-Ukraine conflict have collectively led to a rise in inflation worldwide. Additionally, markets experiencing uncertainty have had a significant impact on both economic and financial aspects of society. The aim of this study is to investigate the effects of global economic policy uncertainty on inflation behavior in G7 countries. The panel unit root tests and cross-sectional dependence tests conducted for this purpose reveal that despite fluctuations in inflation values over time, there is a general tendency for these values to revert to the mean. This finding indicates a convergence process among G7 countries in terms of inflation levels, reflecting the effects of economic integration and similar policy approaches. Secondly, predictions made using the panel regression model demonstrate that increases in the global economic policy uncertainty index have adverse effects on inflation. This suggests that policy uncertainty in the economic environment creates inflationary pressures and negatively impacts economic stability. Finally, panel causality tests have determined the direction of the information flow between global economic policy uncertainty and inflation figures in advanced economies. These tests indicate that global economic policy uncertainty can influence the inflation rates in developed countries.

Key Words: Global Economic Policy Uncertainty, Inflation, G7 Countries, Panel Data Analysis.

Jel Kods: C33, E31, P16

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Harran Üniversitesi, guldenka@harran.edu.tr, ORCID: [0000-0003-4214-5673](https://orcid.org/0000-0003-4214-5673)

² Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Okan Üniversitesi, turgay.munyas@okan.edu.tr, ORCID: [0000-0002-8558-2032](https://orcid.org/0000-0002-8558-2032)

1. Giriş

Enflasyon, fiyatlar genel seviyesinde devamlı ve hızlı artışlar olarak tanımlanmaktadır. Bir başka ifade ile enflasyon, parasal gelirdeki fiili büyümenin, üretimdeki fiili büyümeden daha yüksek olması durumudur (Akdış, 2011).

“Çeşitli mal ve hizmet fiyatlarının, aile bütçelerinde yer alan kullanım ağırlıklarına dâhil edildiği bir sepetin aylar itibarıyla değerindeki değişim ölçülür. Ölçümün yapıldığı bu sepete endeks denir. Endeksin genel düzeyinin sürekli olarak artmasına da enflasyon denir. Bir başka tanıma göre paranın satın alma gücünün belirli bir dönemde düşmesine enflasyon denir”(Eğilmez, 2024).

Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde enflasyonun nedenleri iki başlıkta toplanmaktadır. Bunlar, talep yönlü nedenler ve arz yönlü nedenlerdir. Talep yönlü nedenler talep enflasyonu olarak ifade edilen enflasyon türüdür. Talep enflasyonu, cari dönemde üretilen toplam mal ve hizmetlerin talebi karşılayamaması durumunda ortaya çıkan enflasyon türüdür (Buyrukoğlu ve Canbolat, 2023). Arz enflasyonu ise üretim sürecinde kullanılan faktör ve girdilerin fiyatlarındaki artışlarla oluşan enflasyon türüdür (Eğilmez, 2024). Arz enflasyonu, maliyet enflasyonu olarak da tanımlanmaktadır. Fiyatlar genel seviyesindeki devamlı olarak gerçekleşen ve önemli orandaki artış olan enflasyon; politik, ekonomik ve sosyal açıdan etkilerini olumsuz hissettiren bir yapıdır.

Enflasyona neden olan faktörlere bakıldığında talep çekişli ve/veya maliyet itişli nedenlerden enflasyonun beslendiği görülmektedir. Ekonomi genelinde, talepteki artış hızı arzdeki artış hızını geçtiği zaman fiyatlar genel düzeyindeki fark da bir o kadar artmaktadır. Bu bağlamda, küresel ekonomik politika yönünden bakıldığında para arzındaki artışların reel üretimden daha fazla olması enflasyona sebep olan faktörlerin başında gelmektedir (Oktar ve Dalyancı, 2011).

Enflasyonun yüksek olması, gelir dağılımında eşitsizliğe, yoksulluğa, ödemeler dengesinde açıklığın artışına ve hatta ekonomik olmayan işsizlik, istifçilik ve kaçakçılık gibi sosyal sorunlara neden olmaktadır. Enflasyon hem piyasa mekanizması için çok önemli bir role sahip olan fiyat mekanizmasının düzgünlüğünün bozulmasına etki etmekte hem de kaynakların verimli kullanılmasına olumsuz etki yaratmaktadır. Aynı zamanda enflasyon oranındaki artış zamanla daha yüksek fiyat oynaklığına neden olmaktadır. Enflasyon oranındaki oynaklık, gelecekte ekonomik planlama, proje değerlendirmesi ile kaynakların verimli bir şekilde kullanılabilmesi için engel oluşturmaktadır. Enflasyon ekonomik büyümeyi yavaşlatmakta ve aynı zamanda ekonomiyi zarar vermektedir. (Erdemli ve Direkçi, 2021).

Küresel piyasalarda yaşanan hareketlilik ve değişimler gün geçtikçe daha da hız kazanmaya başlamıştır. Özellikle 1980 yılından sonra finansal liberalleşmenin hızlı artışıyla birlikte, ekonomik açıdan kalkınmaya çalışan gelişmekte olan ülkeler daha kırılgan bir yapıya sahip olmuşlardır. Söz konusu iktisadi dengesizliklere; belirsizliğin hakim olduğu yerli piyasalarda döviz kurundaki hareketlilik, enflasyon baskısı, finansal şoklar gibi makro değişkenlerde yaşanan oynaklıklar neden olmaktadır (Gürsoy, 2021).

Yukarıda belirtildiği üzere birçok nedeni bulunan enflasyon olgusu iktisat biliminin önemli inceleme konu başlıklarından biridir. Bunun temel nedeni ise enflasyon olgusunun ekonomilere yüklediği maliyetler ve ortaya çıkarmış olduğu belirsizlik sorunudur. Enflasyon olgusuyla beraber piyasalarda hem fiyatlar işlevini yitirmekte hem de piyasalar etkinliğini kaybetmektedir. Bu durum da piyasaların istikrarsızlaşmasına neden olmaktadır. Enflasyon olgusunun piyasalarda yaratmış olduğu istikrarsızlık hem gelir dağılımını bozmakta hem de risk ve belirsizliği arttırarak yatırımcı davranışı üzerinde etkili olmaktadır. İstikrarlı ekonomilerde belirsizlik azaldığı için geleceğe yönelik beklentiler iyileşmekte ve yatırımcının karar alma süreci kolaylaşmaktadır. İstikrarsız ekonomilerde ise belirsizlik arttığı için geleceğe yönelik beklentiler bozulmakta ve yatırımcının karar alma süreci zorlaşmaktadır.

Belirsizlik kavramı, finans birimlerinin karar verme aşamalarında önemli bir faktör olarak öne çıkmaktadır. Keynes (1936), belirsizliği ekonomik karar vericilerin eğilimlerini, beklentilerini ve tercihlerini etkileyen bir kavram olarak tanımlamıştır. Belirsizliği etkileyen birçok faktör bulunmaktadır. Bu faktörlerin en önemlileri arasında; politik ve ekonomik dışa açıklık, küreselleşme sürecinde yaşanan şoklara karşı kırılganlık ve ulusal-küresel ekonomik değişkenler yer almaktadır. Bu etkenler, ekonomik belirsizlikleri doğrudan etkilemektedir.

Küresel ekonomi politika olarak bilinen politikayla ilgili ekonomik belirsizlik genel ekonomik temeller üzerinde olumsuz bir etkiye sahiptir. Ekonomi politika belirsizliği, özellikle yüksek faizli mortgage krizi sırasında tespit edilen genel ekonomik belirsizlikte ve sonrasında ekonomik toparlanma ve büyümede önemli bir rol oynamıştır. Ekonomik belirsizlik düzeyi yüksek olduğu dönemlerde, şirketlerin yatırım projelerini erteleme olasılığı daha da artmaktadır. Akabinde, ekonomide daha yüksek politika belirsizliği, enflasyonun dalgalanmasına ve artmasına neden olmaktadır. Hem yatırımcıların (örneğin, üretim ve yatırım kararları) hem de hane halkının (örneğin, tasarruf ve tüketim kararları) tereddütleri, azalan yatırım oranları ile sonuçlanmaktadır (Athari vd., 2022).

Baker vd. (2013) tarafından ilk olarak gerçekleştirilen ekonomi politika belirsizliği endeksi günümüzde çokça kullanılan belirsizlik ölçütlerinden biridir. Öncelikle Baker vd. (2013) ABD, Almanya, Berzilya, Fransa, Hindistan, Güney Kore, Kanada, Meksika, İngiltere, İtalya ve Rusya için ekonomi politika belirsizliği endeksi geliştirmiştir. Bu ülkelerin yanı sıra; Çin (Baker vd., 2013), Hollanda (Kroese, Kok, ve Parlevliet, 2015), Şili (Cerda, Silva, ve Valente, 2016), Singapur (Davis, 2016), İrlanda (Zalla, 2017), Japonya (Arbatli, Davis, Ito, ve Miake, 2017), İsveç (Armelius, 2017) Kolombiya (Gil ve Silva, 2018), Yunanistan (Hardouvelis, Karalas, Karanastasis, ve Samartzis, 2018) ve İspanya (Ghirelli, Perez, ve Urtasun, 2019) diğer ulusal ekonomi politika belirsizliği endeksi oluşturan ülkeler ve çalışmalar olarak literatürde yer almaktadır.

Baker vd. (2013), ekonomi politika belirsizliği ile ilgili gazete haberlerindeki anahtar kelimelerin sıklıkla yayınlanması üzerine yeni bir Ekonomi Politika Belirsizliği – EPB (Economic Policy Uncertainty-EPU) endeksi oluşturmuşlardır. Ekonomik politika belirsizliği, belirsizlik kaynaklarını daha kapsamlı olarak ele alarak, belirsizliğin etkilerinin iyi bir şekilde analiz edilmesine katkı sağlamaktadır. Bu belirsizlik ile hangi ekonomi politika eylemlerinin ne zaman gerçekleşeceği, küresel ekonomi politika kararlarını kimin alacağı ve ekonomik olmayan politikaların iktisadi sonuçları ile ilgili belirsizliklerin öngörülmesi amaçlanmaktadır. Ekonomi politika belirsizliği endeksi geliştirilirken elde edilen analiz sonuçlarına göre belirsizlik şoklarının ekonomik açıdan olumsuz etkilerini vurgulayan teori ile tutarlı olduğu tespit edilmiştir. ABD ve Avrupa’da son zamanlarda artış gösteren politika belirsizliğinin makroekonomik performansa zarar verdiği bulgular arasında görülmüştür (Baker vd., 2016).

Baker vd.’nin (2016) oluşturduğu ekonomi politika belirsizliği endeksinin varlığından günümüze kadar, ekonomi politika belirsizliğinin çeşitli finansal piyasalar ve ekonomik göstergeler üzerindeki etkisi akademisyenler ve politika uygulayıcıları tarafında hem merak hem de araştırma konusu olmuştur. Ekonomi politika belirsizliği teorik olarak varlık fiyatlarını farklı yollardan etkileyebilmektedir. Bu yollardan ilkinde göre; ekonomi politika belirsizliği, kamu otoritelerince piyasalar için ön görülen koruyucu tedbirlerin potansiyel değerini düşürerek finansal piyasalarda yaşanan riskleri artırabilmektedir. Söz konusu belirsizlik firma ve diğer ekonomik birimler tarafından yapılan yatırım, tasarruf ve tüketim kararlarını etkileyebilmektedir. Ayrıca; ekonomi politika belirsizliği arz ve talebi de etkileyerek yatırım yapma oranlarının düşmesine, üretim ve finansman maliyetlerinin artmasına ve ekonomik daralmaya sebep olabilmektedir. Bunun dışında ekonomi politika belirsizliği; faiz oranlarını, beklenen risk primlerini ve enflasyonu da etkileyebilmektedir (Batabyall ve Killins, 2021).

Latin Amerika'da 1970'lerde küreselleşmeyle beraber uygulanan neoliberal politikalar; fiyat serbestleşmesi, devalüasyon, kamu mallarının fiyatlarında artış, sıkı para ve maliye politikaları, ücretleri baskı altında tutma, kamu istihdamında düşüş, özelleştirilen işletmeler ve faiz oranlarında serbestleştirilme meydana gelmiştir. Söz konusu politik uygulamalar ekonomik durgunluğun, işsizliğin, bütçe dengesizliklerinin ve enflasyonun artmasına yol açmıştır. Bununla beraber, dışa açılan ülkeler, ulusal ve uluslararası siyasi ve ekonomik belirsizliklere duyarlı hale gelmişlerdir.

2000'li yıllardan beri küresel ekonomi, önemli politik, jeopolitik ve ekonomik gelişmelere tanıklık etmektedir. Söz konusu gelişmeler küresel ekonominin ileri zamanlardaki durumunda belirsizliğe neden olmakta ve bu belirsizlikler ise iktisadi karar birimlerinde geleceğe dair beklentilerin değişmesine neden olmaktadır. Büyük ölçekli ekonomilerin içsel dinamikleri sonucunda oluşan şoklarının diğer ekonomilere yansımaları, gelişmekte olan ülke ekonomilerinde önemli etkiler oluşturmaktadır (Daştan ve Karabulut, 2022).

Küresel ekonomi politika belirsizlik değişkeni (GEPÜ) olarak Baker vd. (2016) ile Davis (2016) tarafından hazırlanan (GEPÜ) endeks dikkate alınarak yapılan bu çalışmada, enflasyonla mücadele etmekte olan G7 ülkelerinin küresel ekonomi politikası belirsizliğinin enflasyon üzerindeki etkisi araştırılmaktadır.

Küresel ekonomi politika belirsizliği ile enflasyon arasındaki ilişki, merkez bankalarının para politikası araçlarının etkinliğini değerlendirmelerine ve ekonomik istikrarın sağlanması için gereken politika önlemlerinin belirlenmesine olanak sağlamaktadır. Ekonomi politika belirsizliğinin yüksek olduğu ortamlarda, para politikasının enflasyon üzerindeki etkileri sınırlı veya beklenenden farklı olabilmektedir. Bu nedenle, ekonomi politika belirsizliği ile enflasyon arasındaki ilişkinin anlaşılması merkez bankalarının para politikası kararlarını daha etkin bir şekilde formüle etmelerine ve ekonomik istikrarı sağlamalarına yardımcı olacaktır.

Küresel ekonomi politika belirsizliği ile enflasyon arasındaki ilişkinin bu öneminden dolayı çalışma sonucunda elde edilecek olan bulguların literatüre ve piyasa yapıcılara katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

2. Literatür

Literatürde ekonomi politika belirsizliğinin döviz kuru, enflasyon, hisse senetleri getirileri gibi makroekonomik ve finansal değişkenler üzerindeki etkilerini analiz eden çeşitli çalışmalar mevcuttur. Ancak, literatürde farklı ülkelerde ve zaman dilimlerinde ekonomi politika

belirsizliği ile enflasyon arasındaki ilişkilerin farklılık gösterdiğini inceleyen çalışmaların sayısı sınırlıdır ve konuyu kapsamlı bir şekilde ele alan çalışma sayısı oldukça azdır. Bu sebeple çalışmanın konuyu kapsamlı bir şekilde ele almış olması literatüre katkı sağlayacaktır. Ekonomi politika belirsizliği ile borsa getirileri, döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen bazı çalışmalardan elde edilen sonuçlar literatür kapsamında açıklanmaktadır.

Sum (2012) yapmış olduğu çalışmada ABD'nin ekonomi politika belirsizliğinin hisse senedi getiriler üzerinde etkisinin olup olmadığını analiz etmeyi amaçlamıştır. Yapılan çalışma sonucunda, ekonomi politika belirsizliği endeksinin hisse senedi getirileri üzerinde negatif yönlü etkileri olduğu bulgularına ulaşmıştır.

Jones ve Olsaon (2013) çalışmasında ABD'nin 1985-2011 dönemlerindeki makroekonomik belirsizlik ve enflasyon verileri arasındaki etkileşimi analiz etmeyi amaçlamıştır. Çalışma sonucunda, 1980 yılına kadar makroekonomik belirsizlik ile enflasyon arasındaki ilişkin negatif yönlü olduğunu, 1990'ların sonu 2000'li yılların başında ise beklenmedik bir halde pozitif döndüğünü ifade etmiştir.

Karnizova ve Li (2014) çalışmasında ekonomi politika belirsizliğinin ENEWS'in ABD'deki resesyonlar ile etkileşimini araştırmayı amaçlamıştır. Araştırma sonucunda, ekonomi politika belirsizliğinin gelecekteki durgunlukları tahmin etmede kullanılabileceğini ve resesyonları tahmin edebildiğini sergilemiştir.

Leduc ve Liu (2016) yapmış olduğu çalışmada, ABD'nin ekonomi politika belirsizliği, faiz oranı, enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçlamıştır. Yapılan analiz sonucunda, ekonomi politika belirsizliğinin enflasyon üzerinde negatif yönlü bir ilişki olduğu belirtilmiştir.

Kido (2016) çalışmasında ABD ekonomi politika belirsizliğinin reel efektif döviz kuru üzerindeki etkisini analiz etmeyi amaçlamıştır. Analiz sonucunda, ekonomi politika belirsizliği ile ABD Doları ve Euro üzerinde negatif yönlü ilişki bulunurken, Japon Yen'i ile arasında ise pozitif yönlü ilişki tespit etmiştir.

Juhro ve Phan (2018) yapmış olduğu çalışmada, 10 Güneydoğu Asya Uluslar Birliği (ASEAN) ülkesinin küresel ekonomik politika belirsizliğinin döviz kuru ile kurlardaki oynaklığın tahmin edilmesindeki etkisini ölçmeyi amaçlamıştır. Küresel ekonomi politika belirsizliğindeki artışın seçili ülkelere 6 tane ülke para biriminin değer kaybetmesine neden olduğunu ve ekonomi politika belirsizlikteki artışın döviz kuru oynaklığını da arttırdığı bulgularına ulaşmıştır.

Lee (2018) çalışmasında, ABD'deki ekonomi politika belirsizliğin Güney Kore Wonu ve ABD Dolar döviz kuru üzerindeki etkisini araştırmayı amaçlamıştır. ABD'deki ekonomi politika belirsizliğin Kore'nin kur riski üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduğunu tespit etmiştir. Lee söz konusu etkinin, Kore'nin kendi kur riskinden daha fazla olduğunu da çalışmada vurgulamıştır.

Yu vd. (2018) yapmış olduğu çalışmada, Shanghai Composite Endeksi ve küresel politika belirsizliği arasındaki ilişkiyi araştırmayı amaçlamıştır. Yapılan araştırma sonucunda Yu vd., küresel ekonomi politika belirsizliğinde meydana gelen herhangi bir artışın Çin Shanghai Composite Endeksi'nde işlem gören firmaların hisse senedi getirilerinde volatilitenin arttığını göstermektedir.

Guo vd. (2018) çalışmasında, BRIC ülkeleri ile G7 ülkelerinin ekonomi politika belirsizliğinin borsa getirileri arasındaki etkileşimi incelemeyi amaçlamıştır. Çalışmada İngiltere ve Fransa dışındaki ülkelerde, hisse senedi piyasa getirilerini küresel ekonomi politika belirsizliğinin azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Aynı zamanda ekonomi politika belirsizliğinin Fransa ve İngiltere borsaları arasında da herhangi bir bağımlılığa rastlanmadığını belirtmiştir.

Özkan (2019) yapmış olduğu çalışmasında Türkiye ile ABD'nin hem ekonomi politika hem de ticari politika belirsizliği endeksinin Dolar / TL kuru arasında bir ilişkinin olup olmadığını analiz etmiştir. Analiz sonucunda ABD ekonomi politika endeksi ve ticari politika endeksinin Türkiye'de Dolar/TL üzerinde etkili olduğunu tespit etmiştir.

Bahmani-Oskooee ve Maki-Nayeri (2019) çalışmasında, G7 ülkelerinin yerli yatırımlar üzerinde ekonomi politika belirsizliğinin etkisini araştırmayı amaçlamıştır. Araştırma sonucunda ekonomi politika belirsizliğinin Almanya, ABD, Japonya, Kanada ve İtalya'daki yerel yatırımları üzerinde kısa süreli etkilerinin olduğunu tespit etmiştir. Ayrıca, Birleşik Krallık haricindeki diğer ülkelerde politika belirsizliğinin önemli ama kısa vadeli etkileri olduğunu da belirtmiştir.

Bartsch (2019) yapmış olduğu çalışmada, İngiltere ve ABD'deki ekonomi politika belirsizliğinin Pound ve Dolar kuru üzerindeki etkisini analiz etmeyi amaçlamıştır. Çalışma sonucunda İngiltere'deki ekonomi politika belirsizliğinin kurdaki oynaklığı arttırdığını tespit etmiştir. Aynı zamanda ABD'deki ekonomi politika belirsizliğinin ise kurdaki oynaklık üzerine bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Chen vd. (2020) çalışmasında, ekonomi politika belirsizliğinin Çin'in döviz kuru oynaklığına etkisini ölçmeyi amaçlamıştır. Çalışma sonucunda Avrupa, ABD ve Japonya'daki ekonomi

politika belirsizliğinin Dolar/Yuan kurundaki oynaklığı etkilediğini, Hong Kong'daki ekonomi politika belirsizliğinin ise kur oynaklığı üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı bulgularına ulaşmıştır.

Irani vd. (2021) çalışmasında, Türkiye'deki siyasi ve ekonomik risklerin küresel ekonomi politika belirsizliğinin Türk turizm firmalarının hisse senetlerinin fiyatı üzerindeki makroekonomik faktörlere etkilerini incelemeyi amaçlamaktadır. Araştırma sonucunda, uzun vadede hisse senedi fiyatlarının düşmesine karşılık gelen siyasi ve ekonomik risklerin, küresel ekonomi politika belirsizliğinin ve reel döviz kurunun artmasının altını çizmektedir. Ayrıca çalışma buğularında, kısa vadeli sonuçlar, reel döviz kuru ve küresel ekonomi politika belirsizliğinin hisse senedi fiyatlarını olumsuz etkilediğini, ancak hisse senedi fiyatlarının siyasi risk artışına olumlu tepki verdiğini de vurgulamıştır.

Athari vd. (2022) yapmış olduğu çalışmada, Japonya'daki ekonomi politika belirsizliğin enflasyon üzerindeki etkisini ölçmeyi araştırmıştır. Çalışma sonucunda ekonomi politika belirsizliğinin önemli bir tahmin edici olduğunu, Japonya'daki enflasyon ve ekonomi politika belirsizliği, farklı seviyelerde enflasyona yol açtığını tespit etmiştir.

Gürsoy'un (2021) çalışması, küresel ekonomi politika belirsizliğinin (GEPÜ) Türkiye'deki döviz kuru, enflasyon ve borsa üzerindeki etkilerini araştırmayı amaçlamaktadır. Araştırmacı, Türkiye'nin ekonomik göstergeleri olan döviz kuru, enflasyon ve borsa performansı ile küresel ekonomi politika belirsizliği arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Yapılan analizler sonucunda, küresel ekonomi politika belirsizliğinin Türkiye'deki döviz kuru, enflasyon ve borsa üzerinde etkili olduğu bulunmuştur.

Huang ve Liu'nun (2022) çalışması, ekonomi politika belirsizliğinin hisse senedi getirileri üzerindeki asimetric etkilerini farklı piyasa koşullarında incelemeyi amaçlamaktadır. G7 ülkelerinin hisse senedi piyasalarını analiz ederek, araştırmacılar farklı piyasa koşullarında ekonomi politika belirsizliğinin hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerini değerlendirmişlerdir. Çalışmanın sonucunda, ekonomi politika belirsizliğinin hisse senedi getirileri üzerinde asimetric etkiler gösterdiği ve bu etkilerin farklı piyasa koşullarında değişiklik gösterdiği belirlenmiştir.

Kılıç vd. (2023) çalışması, BRIC ülkelerinde Bitcoin ile ekonomi politika belirsizliği endeksi, enflasyon ve geniş para arzı (M3) arasındaki ilişkiyi araştırmayı amaçlamaktadır. Araştırmacılar, Bitcoin'in BRIC ülkelerindeki ekonomi politika belirsizliği, enflasyon ve geniş para arzı üzerindeki etkilerini incelemiştir. Yapılan analizler sonucunda, Bitcoin ile ekonomi

politika belirsizliği endeksi, enflasyon ve geniş para arzı arasında önemli ilişkilerin olduğu tespit edilmiştir.

Sánchez-Gabarré ve Castellanos-García'nın (2023) çalışması, İspanya örneğinde ekonomi politika belirsizliğinin borsa piyasaları üzerindeki etkilerini incelemeyi amaçlamaktadır. Araştırmacılar, İspanya'da ekonomi politika belirsizliğinin borsa piyasaları üzerindeki etkilerini empirik olarak analiz etmiştir. Çalışmanın sonuçları, ekonomi politika belirsizliğinin İspanya'daki borsa piyasaları üzerinde belirgin etkilere sahip olduğunu göstermektedir.

Zhang vd. (2023), ekonomi politika belirsizliğinin hisse senedi likiditesi üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışmada, 2004-2017 dönemine ait Çin Ekonomi Politika Belirsizliği (EPU) endeksi ile Shenzhen ve Shanghai borsalarında işlem gören A grubu Çin merkezli hisse senedi likidite verilerini kullanmıştır. En küçük kareler regresyon modelini kullanarak gerçekleştirilen araştırmada, ekonomi politika belirsizliğinin yüksek olduğu durumlarda hisse senedi likiditesinin azaldığı belirtilmiştir.

3. Metodoloji

3.1. Panel Veri Analizi

Panel veri setini oluşturan değişkenlerin yatay kesitler bazında değişkenlik göstermesi, bu değişkenler arasındaki bağlantıyı ya da ilişki meselesini önemli hale getirmektedir. Yatay kesitleri meydana getiren birimler yahut grupların arasındaki bağımlılık olarak nitelendirilen yatay kesit bağımlılığı, zaman serilerinde karşılaşılan seri korelasyonun bir karşılığı olarak tanımlanabilmektedir. Bu bağımlılık, bireyler arasındaki davranışsal etkileşimlerde, bir topluluğun tüketicilerinde ya da aynı sektörde faaliyet halinde olan şirketlerde olabileceği gibi, gözlenemeyen ortak faktörlerden ya da ülke ekonomilerinde yaygın olan ortak şoklardan da kaynaklanabilmektedir. Bu problemle hem değişkenlerde hem de modellerde karşılaşılabilmektedir. Zaman serisi literatürünün bir sorun olarak nitelendirdiği korelasyon gibi, kesit bağımlılık da en küçük kareler (EKK) tahmincisinin verimliliğini azaltmakta ve böylelikle standart varyans-kovaryans tahmincilerini kullanan klasik t ve F testlerinin geçersiz olmasına yol açabilmektedir. Değişkenlerin arasında da gözlenebileceği ifade edilen yatay kesit bağımlılık sorunu, birim kök ve durağanlık sınamaları esnasında önemli hale gelmektedir. Yatay kesit bağımlılığın tespit edilmesi halinde, bu problemi varsayımları arasında bulunduran durağanlık ve birim kök analizlerine başvurulması oldukça önem arz etmektedir. Çünkü yatay kesit bağımlılığı sorunu, temelde birim kök ve durağanlık testlerinin gücünü azaltmaktadır (Güloğlu vd., 2012). Bu sebeple, birim kök ve durağanlık sınamalarından evvel yatay kesit

bağımlılık varlığını araştırmak anlamlı olacaktır (Baltagi vd., 2011; Güloğlu ve İspir, 2011; Yerdelen Tatoğlu, 2017).

3.1.1. Breusch ve Pagan (1980) LM Yatay Kesit Bağımlılık Testi

Panel veri analizi literatürü, çeşitli birim ve zaman kombinasyonlarında yatay kesit bağımlılığını sınavan çokça testi içermektedir. N sabit (fixed) ve $T \rightarrow \infty$ (inf.) özellikli panellerde Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilmiş olan LM tabanlı yatay kesit bağımlılık testinden faydalanılabilmektedir. Breusch ve Pagan LM yatay kesit bağımlılık testinin temel hipotezinde her bir yatay kesitten çekilen artıkların arasında korelasyon olmadığı ifade edilmektedir. Teste ait test istatistiği:

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

Eşitlik (1)'de gösterildiği şekilde hesaplanmaktadır. Burada, ρ_{ij} kalıntıların korelasyon katsayısına karşılık gelmekte 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 elde edilmektedir (Baltagi, Feng ve Kao, 2012).

3.1.2. Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) Sapması Düzeltilmiş LM Yatay Kesit Bağımlılık Testi

Sapması düzeltilmiş LM (LM_{adj.}) testi Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) tarafından önerilmiş ve tabanda Breusch ve Pagan (1980)'in LM testine, N ve T boyutuna ilişkin bir düzeltme getirilmiştir. Yapılan ilk düzeltmeler, bu testin N büyük ve T küçükken güç kaybına maruz kaldığı tespit edilmiş³ ve sonuç olarak Eşitlik (2)'de yer verilen test istatistiği üretilmiştir. Bu testin temel hipotezinde de tıpkı LM testinde olduğu gibi her bir yatay kesitten elde edilen artıkların arasında korelasyon olmadığı belirtilmektedir. Test istatistiği (Pesaran vd., 2008):

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

³ LM ve LM_{adj.} testlerinin T'nin N'den büyük olduğu durumlarda kullanılması gerekmektedir. Diğer testlerde ise N'nin T'den büyük olduğu durumlarda kullanılması durumu vardır (Pesaran vd., 2008).

şeklinde hesaplanmaktadır. Yatay kesit sayısı olan N 'deki artışlar testin gücünü azaltmamakla beraber test istatistiğinin varyansının ise küçük örnek ortalamasına sahip olduğu ifade edilmektedir (Pesaran vd., 2008, Pesaran, 2015).

3.2. Panel Birim Kök Testleri

Uygulamalı panel veri analizinde, yatay kesit bağımlılığı olmadığı varsayımı katı bir kısıt olarak nitelendirilmektedir. Bu nedenle ki varsayımları içerisinde yatay kesit bağımlılığına izin veren ikinci nesil panel birim kök testleri geliştirilmiş ve bu varsayımı bulundurmeyen testler birinci nesil olarak literatürde yerini almıştır. İkinci nesil testler, yatay kesit bağımlılık sorununu üç farklı yaklaşımla test sürecine yansıtılmaktadır. Bu yöntemler, panel veri setini meydana getiren kesitlerin bireysel serilerinin yatay kesit ortalamalarının, bütün serilerden hesaplanan ortalamalarından çıkarılması; SUR tipi yatay kesit bağımlılığın dikkate alınması ve yatay kesit bağımlılığının ortak faktörlerle test sürecine dahil edilmesi şeklinde sıralanabilmektedir (Pesaran, 2007; Taylor ve Sarno, 1998). Bu çalışmada ikinci nesil testlerden Pesaran (2007) CIPS ve Resse ve Westerlund (2016) PANIC panel birim kök testlerine, birinci nesil testlerden ise Im vd. (2003) IPS ve Levin vd. (2002) LLC panel birim kök testlerine başvurularak birim kök sınamaları gerçekleştirilmiştir.

3.2.1. Pesaran CIPS (2007) Panel Birim Kök Testi

Pesaran (2007)'nin önerdiği CIPS (Cross-section Im, Pesaran ve Shin) panel birim kök testi yatay kesit bağımlılık sorununu faktörlerle modelleme mantığını temel almaktadır. Bu testte, yatay kesitleri oluşturan tekil serilerin zamana göre kesit ortalamaları, modele gözlenemeyen faktörlerin temsili amacıyla birer araç değişken gibi kullanılmakta ve bu yöntemle kesit bağımlılık elimine edilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2017). Testte, bireysel serilerin hem yatay kesit ortalamaları hem de gecikmeli değerleri ile ADF denklemleri genişletilir ve bu denklemlerin birinci farkı alınarak yatay kesit bağımlılık ortadan kaldırılır. Genişletilmiş ADF (CADF) denklemleri ile elde edilen CADF istatistiğinin ortalamasını belirten CIPS test istatistiği Eşitlik (3)'te gösterildiği şekilde hesaplanmaktadır:

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

Pesaran (2007) tarafından ifade edildiği üzere, CIPS panel birim kök testi küçük örneklerde oldukça iyi performansa sahiptir (Pesaran, 2007).

3.2.2. PANICCA Reese ve Westerlund (2016) Panel Birim Kök Testi

İkinci nesil panel birim kök testleri arasında yer alan ve çoğu panel birim kök testine nazaran daha yeni PANICCA panel birim kök testi Reese ve Westerlund (2016) tarafından geliştirilmiştir. Esasen Reese ve Westerlund (2016), Pesaran (2007, 2013) ve Bai ve Ng (2004, 2010) tarafından daha önce geliştirilmiş olan tek ve çok faktörlü testler ve kalıntı ve faktörlerin ayrı ayrı durağanlığını test eden PC temelli testleri bir araya getirerek PANICCA testini önermişlerdir. Testte ortak faktörlerin ve kalıntıların durağanlığı farklı süreçlerde sınanmaktadır ve P_a ; P_b ve PMSB istatistikleri kalıntıların durağanlığını test ederken ADF istatistiği ise ortak faktörlerin durağanlığını test etmektedir. Testin temel hipotezinde birim kök yokluğu belirtilmektedir Ayrıca test, değişkenlerin yalnızca seviyede durağan olup olmadıklarını göstermekte, farklarında birim kök içerip içermediklerine dair bir bilgiye yer vermemektedir (Reese ve Westerlund 2016).

3.2.3. Levin, Lin ve Chu (LLC) (2002) Panel Birim Kök Testi

Levin, Lin ve Chu (2002) tarafından geliştirilmiş panel birim kök testinde, yatay kesitlerin arasındaki artıkların varyansına ve yüksek dereceden korelasyonun serbestçe değişmesine izin verme esnekliği bulunmaktadır. LLC panel birim kök testinde Augmented Dickey-Fuller (ADF) temelli bir yardımcı regresyon temel alınmaktadır ve Eşitlik (4)'te gösterilmektedir (Levin vd., 2002):

$$\Delta y_{it} = \rho y_{it-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \beta_{ik} \Delta y_{it-k} + z_{it} + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

Eşitlik (4)'te, ρ otokorelasyon katsayısına, N yatay kesitlere, T zaman boyutuna, zit sabit etkilere ve u_{it} de modelin artıklarına karşılık gelmektedir. Levin, Lin ve Chu (2002) panel birim kök testi üç farklı spesifikasyonda (sabit terimsiz ve trendsiz; sabit terimli ve sabit terimli ve trendli) birim kök varlığını belirten hipotezi test etmektedir. Test ayrıca dengesiz panel veri setlerine de uygulanabilme esnekliğindedir ve H_0 varsayımı altında ρ 'nun HEKK tahmincisinin standart normal dağılıma uygunluk gösterdiği varsayılmaktadır (Levin, Lin ve Chu, 2002; Yerdelen Tatoğlu, 2017).

3.2.4.Im, Pesaran ve Shin (IPS) (2003) Panel Birim Kök Testi

Im, Pesaran ve Shin (2003) tarafından geliştirilmiş olan IPS panel birim kök testinde, otoregresif parametre kesitlere göre heterojen olma esnekliğine sahiptir. Bu esneklik, panelin her bir biriminin farklı bir dinamik süreç sergilemesine izin vermektedir. Teste ait temel hipotezde her bir serinin birim kök içerdiği; alternatif hipotezde ise bazı serilerin birim kök içerdiği ifade edilmektedir. IPS panel birim kök testinde, T zaman boyutu boyunca gözlenmekte olan N birim ya da yatay kesit boyutunu belirtmek üzere birinci dereceden otoregresif sürece dayalı olan bu yaklaşım (5) numaralı eşitlikte gösterilmektedir (Im vd. 2003):

$$\Delta y_{it} = a_i + \rho_i y_{it-1} + \sum_{z=1}^{pi} \beta_{iz} \Delta y_{it-z} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Bu testte her bir birim için bireysel ADF denklemleri tahminlenmekte ve ardından bu istatistiklerin ortalaması alınarak t istatistiği elde edilmektedir. Testin kritik değerlerinin üretilmesi için t istatistiği standardizasyon işlemine tabi tutulması gerekmektedir.

3.3.Panel Regresyon Modelleri

Panel regresyon modelinin tahminlenme aşamasına geçilmeden evvel panel birim kök testi seçme aşamasında olduğu gibi, birtakım kavramların göz önünde bulundurulması gerekmektedir. Panel veri analizinde, eğim parametresinin birimlere (yatay kesitlere yahut gruplara) göre değişmediği modeller için homojen (homojen eğimli) model nitelendirmesi yapılmaktadır. Panel regresyon modellerinin tahmininde, homojen eğimler varsayımına sahip olan ve sıklıkla tercih edilen sabit ve tesadüfi etkiler modelleridir. Genel olarak örnek (örneklem grubu), birim sayısı büyük olan bir anakütleden tesadüfi bir çekim sürecinde tabiyse tesadüfi etkiler; belli özellikler dikkate alınarak gerçekleştirilen çekim süreci var ise sabit etkileri düşünmek mantıklı olabilmektedir (Baltagi, 2008; Tatoğlu, 2017).

Sabit etkiler modelinde, açıklayıcı değişkenler ile birim etkilerin arasındaki korelasyonun sıfırdan farklı olmasına hususunda bir esneklik bulunmaktadır. Fakat, hata terimleri ile açıklayıcı değişkenler arasındaki korelasyon sıfır kabul edilmektedir. Sabit etkiler modeli temel olarak:

$$y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (6)$$

Eşitlik (3.12)'de gösterildiği şekildedir ve eğitim parametresi β_k tüm yatay kesitler (gruplar) için aynı iken ($\beta_k = \beta$) sabit parametrenin (β_{0i}) birim etkileri ihtiva etmesi nedeniyle yatay kesitten yatay kesite farklılık göstermektedir (Tatoğlu, 2017).

4. Panel Granger Nedensellik Analizi

Granger (1969)'ın geliştirmiş olduğu nedensellik analizi, bir değişkenin gelecekteki değerinin tahmin edilmesinde, ilgili değişken haricindeki değişkenlerin yararlı bilgi sağlayıp sağlamadığını belirleyebilmektedir (Bozuklu ve Yıllancı, 2013). Panel veri çerçevesinde Granger nedensellik analizi uygulanmasının önemli sebeplerinden biri de panel veri modellerinin yapısından mütevellit sahip olduğu avantajlardan yararlanabilme arzusudur. Panel veri aslında, birimlerin davranışını modellemede geleneksel zaman serisi uygulamalarına nazaran daha esnektir. Ayrıca, bireysel bir zaman serisine nazaran gözlem sayısı daha fazla olduğundan bilhassa kısa zaman dönemlerinde geleneksel Granger testinden daha etkin sonuçlar üretmeye olanak vermektedir (Hood vd., 2008).

Makroekonomik değişkenler arasında bir değişkenden diğerine tek yönlü yahut iki yönlü (karşılıklı) nedensellik ilişkisi gözlemlenebilmektedir. Durağan değişkenlerde, nedensellik testleri vasıtasıyla nedensellik varlığı ve eğer nedensellik mevcutsa da bu nedenselliğin yönünü belirlemek mümkün olabilmektedir.

Panel Granger nedensellik testinde sabit katsayının heterojen, lakin eğitim katsayısının homojen varsayıldığı modellerin üzerinden gerçekleştirilen Granger nedensellik testinin bir versiyonudur. Sabit etkiler varsayımı altında tahminlenen denklem Eşitlik (6)'da gösterildiği şekilde yazılabilmektedir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012):

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_k y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Teste ait temel hipotezde, X değişkeninin, Y değişkeninin Granger nedeni olmadığı belirtilmektedir. Bu modelde gecikme uzunluğu bütün kesitler için aynı ve panelin dengeli olduğu varsayımı bulunmaktadır (Hurlin ve Dumitrescu, 2012).

5. Araştırmanın Ampirik Bulguları

Bu bölümde, küresel ekonomi politika belirsizliğinin, araştırmaya konu olan G7 ülkelerinin enflasyon oranları üzerindeki etkilerini araştırmaya olanak tanıyan modellerin kapalı ve açık formdaki yazımları aşağıda sıralı olarak gösterilmektedir:

$$CPI_{it} = f(KPBE_{it}) \quad (1)$$

şeklindedir ve ilgili modelinin açık formda yazılışı ise:

$$CPI_{it} = \delta_{1i} + \delta_2 KPBE_{it} + u_{it} \quad (2)$$

şeklindedir. (2) numaralı eşitlikte yer alan δ_{1i} , δ_2 parametreleri tahminlenen sabite ve eğim katsayısına, u_{it} ise artıklar serisine karşılık gelmektedir.

Tablo 1. Kısaltma, Birim ve Veri Tabanı Bilgileri

Değişkenler	Kısaltma	Birim	Dönüşüm	Veri Frekansı
Küresel Ekonomi Politika Belirsizliği Endeksi	KPBE	Endeks	Logaritmik	Aylık
Enflasyon Oranları	EO	Endeks	Yüzde	Aylık

Tablo 1, bu araştırmada ele alınan değişkenlere ilişkin kısaltmaları, birim, veri dönüşümlerini ve veri tabanı bilgilerini sunmaktadır. Çalışmanın veri setini oluşturan 2010-01 ve 2023-03 periyodu arasında, G7 ülkelerinin enflasyon ve küresel ekonomi politika belirsizliği verileri <https://www.theglobaleconomy.com/> ve <https://www.policyuncertainty.com/index.html> bağlantı adreslerinden tedarik edilmiştir.

Tablo 2. Özet İstatistikler

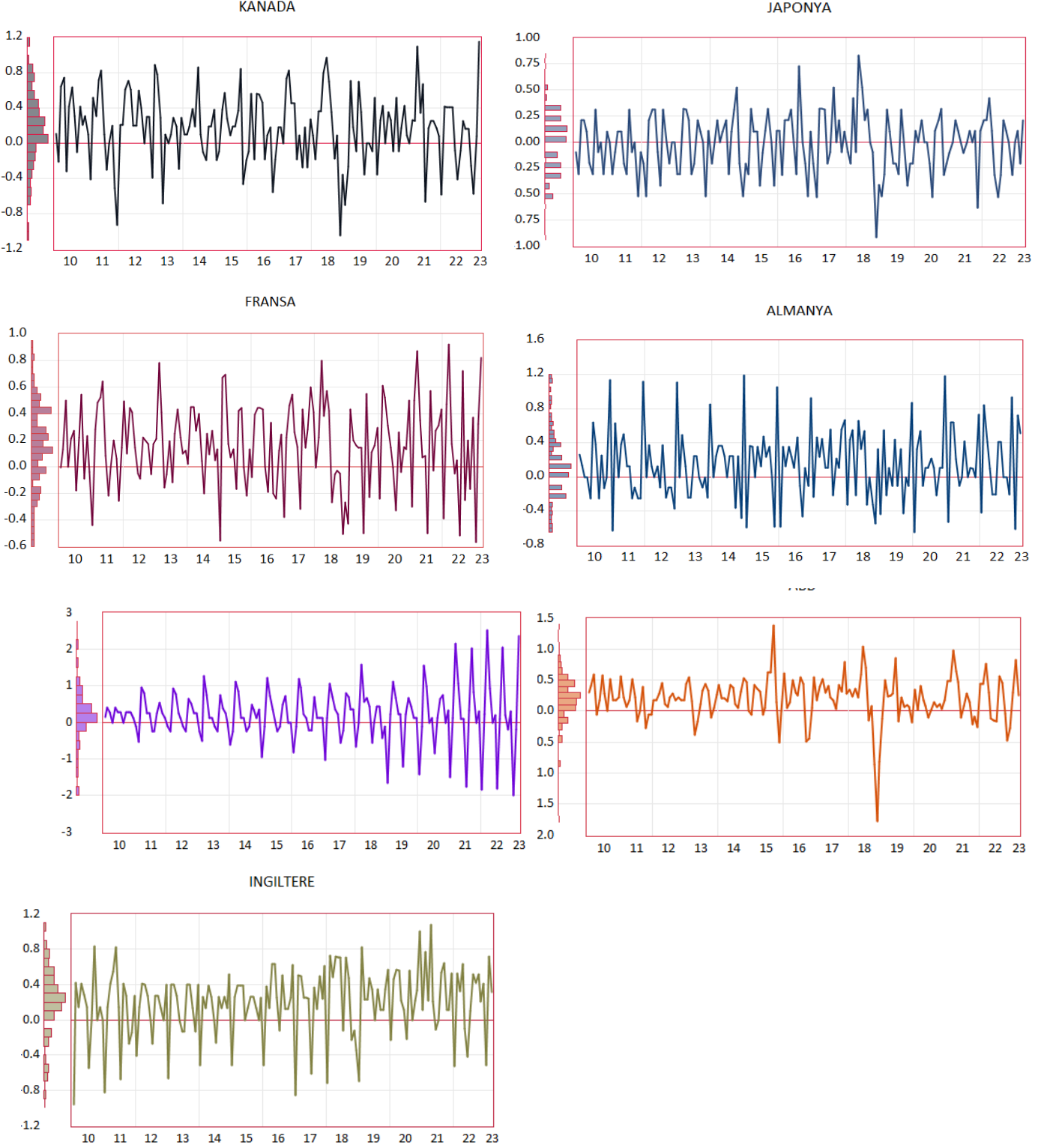
Değişkenler	Gözlem ($N \times T$)	Ortalama	Medyan	St. Sapma	En Büyük Değer	En Küçük Değer
EO	1.953 (7X279)	0.160906	0.15	0.501024	3.81	-2.49
KPBE	1.953 (7X279)	144.2918	122.4723	75.27557	430.3493	48.87515

Not: Özet istatistikler ham veriler üzerinden hesaplanmıştır.

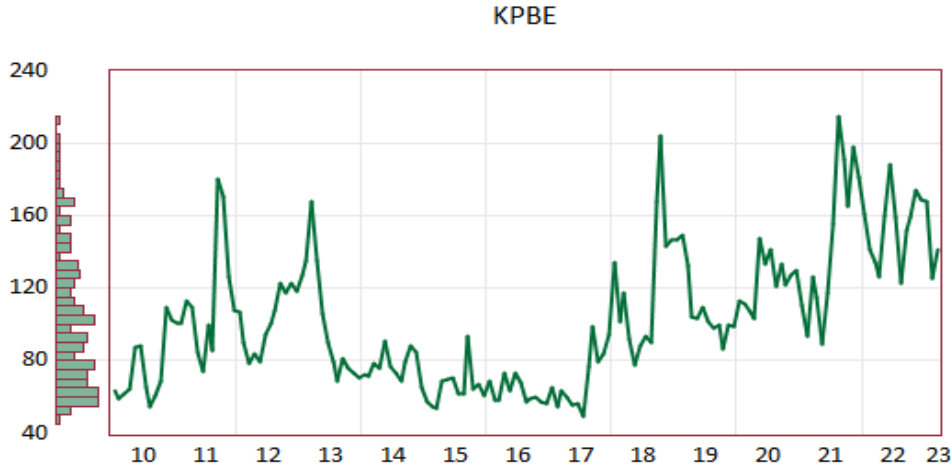
Tablo 2, 2000-01 ve 2023-03 periyodu arasında G7 ülkelerinin enflasyonuna ve küresel ekonomi politika belirsizliğine ilişkin özet istatistikleri göstermektedir. Panel veri setinin $T > N$ (zaman boyutu birim boyutundan büyüktür) özellikli ve dengeli (ilgili dönem aralığında ve ülkelere göre eksik gözlem olmayan) bir yapıda olduğu da görülmektedir. Değişkenlerin özet istatistiklerine değindikten sonra, incelenen zaman boyunca G7 ülkelerinin enflasyon oranları ve KPBE endeksine ilişkin grafikler paylaşılmış ve özet istatistiklerle birlikte daha tamamlayıcı

bir tablo oluşturmak amaçlanmıştır. Şekil 1’de G7 ülkelerinin enflasyon rakamları ve Şekil 2’de KPBE endeksinin grafiği yer almaktadır.

Şekil 1: G7 Ülkelerinin Enflasyon Rakamları Grafiği



Şekil 2: Küresel Politik Belirsizlik Endeksi Grafiği



Şekil 1'deki grafikler incelendiğinde G7 ülkelerinin enflasyon oranları +/- 1.5 arasında değer alırken yalnızca İtalya'nın enflasyon oranı +/- 3 arasında en yüksek ve en düşük değer aldığı ve bu değerlerin sürekli ortalama etrafında döndüğü görülmektedir.

Tablo 3: Korelasyon Tablosu

Değişken	EO	KPBE
EO	1	
KPBE	0.0439* (0.0524)	1

Not: *, 0.10 önem seviyelerini ifade etmektedir

Korelasyon analizi, küresel ekonomi politika belirsizliği ile bağımlı değişken olan enflasyon arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. İlk aşamada sağlanan bu bulgu, küresel ekonomi politika belirsizliği ile enflasyon arasında bir ilişki bulunduğu hipotezimizi desteklemekte ve regresyon modelinden elde edilecek katsayı tahminlerine ilişkin pozitif yönlü beklentilere işaret etmektedir.

Panel veri analizinin önemli bir kısmını ön analizler oluşturmakta ve bu analizlerden sağlanan sonuçlar doğrultusunda Eşitlik (1)'de tanımlanan regresyon modelini tahminleme sürecinde aşama kaydedilmektedir. İlk olarak, sahte regresyon sorunundan kaçınmak için değişkenlerin birim kök ve durağanlık yapılarına ilişkin bilgi sahibi olunması gerekmektedir (Kartal vd. 2023, Çiğdem ve Altaylar, 2021). Ancak panel birim kök testleri birinci nesil ve ikinci nesil olarak ikiye ayrılmakta ve bu ayırım yatay kesit bağımlılık meselesine göre belirlenmektedir. Dolayısıyla, birim kök ve durağanlık araştırmaları için öncelikli olarak değişkenlerde yatay kesit bağımlılık sorunu olup olmadığı araştırılmalı ve eğer varsa bu durumu dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testleri ile sınamalar gerçekleştirilmelidir (O' Connel, 1998; Pesaran,

2007; Barbieri, 2007; Yerdelen Tatoğlu, 2017; Çiğdem ve Altaylar, 2020). Paneli meydana getiren yatay kesitler (G7 ülkelerinin enflasyonları) arasında bir bağımlılık olup olmadığını sınamak amacıyla, panel veri setinin T>N karakterli yapısını dikkate alarak Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen LM testi ve Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen sapması düzeltilmiş LM testi (LMadj. testi) kullanılmıştır.

Tablo 4: Yatay Kesit Bağımlılığı Testlerinin Sonuçları

Değişken	LM Test İstatistiği	Olasılık	LM _{adj.} İstatistiği	Olasılık
EO	84.11042***	0.0000	9.7160***	0.000

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

Tablo 4, EO değişkeninin yatay kesit bağımlılık testi sonuçlarını sunmaktadır. Teste ait temel hipotezde ilgili değişkende yatay kesit bağımlılık sorunun yokluğu ifade edilmektedir. Her iki testin sonuçlarına göre de temel hipotez reddedilmekte ve EO değişkeninde yatay kesit bağımlılık sorunun bulunduğu anlaşılmaktadır. Bu bağlamda, EO değişkeninin birim kök ve durağanlık araştırmaları için ikinci nesil panel birim kök testlerine başvurmak gerekmektedir. Araştırmada, zaman boyutu T'nin uzunluğu da dikkate alınarak ikinci nesil panel birim kök testleri arasından Pesaran (2007) CIPS panel birim kök testi ve Reese ve Westerlund (2016) PANIC panel birim kök testlerinden faydalanılmıştır.

Tablo 5: CIPS Panel Birim Kök Testinin Sonuçları

Değişken (Düzye Değerler- Level)	t bar İstatistiği Sabitli	t bar İstatistiği Sabitli ve Trendli
EO	-6.190*** (0.0000)	-6.420*** (0.0000)

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

ii. Parantez içinde yer alan değerler test istatistiklerine ait olasılık (prob. ya da p-value) değerlerini belirtmektedir.

Tablo 5'te CIPS panel birim kök testinin sonuçları gösterilmektedir. Bu testin temel hipotezinde incelenen değişkenin birim kök içerdiği belirtilmektedir. Test istatistikleri incelendiğinde birim kök temel hipotezinin reddedildiği görülmekte ve EO değişkeninin durağan olduğu (I(0) süreci) sonucuna ulaşılmaktadır. PANIC panel birim kök testlerinin sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 6'da ise PANIC panel birim kök testinin sonuçları gösterilmektedir. Bu test ortak faktörleri ve artıkları ayrı ayrı test etme prensibine dayanmaktadır. P_a; P_b ve PMSB test istatistikleri kalıntıların durağanlığını test ederken ADF istatistiği de ortak faktörlerin durağanlığını test etmektedir. Testin iki temel hipotezinde ise kalıntıların durağan olmadığı ve ortak faktörlerin durağan olmadığı ifade edilmektedir. P_a; P_b ve PMSB istatistikleri incelendiğinde kalıntıların durağan olmadığını iddia eden temel hipotezin reddedildiği; ADF

istatistiği incelendiğinde ise ortak faktörlerin durağan olmadığını belirten temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Dolayısıyla EO değişkeni hem ortak faktörlere hem de kalıntılara göre durağan bir diğer ifadeyle $I(0)$ süreci izlemektedir.

Tablo 6: PANIC Panel Birim Kök Testinin Sonuçları

Değişken (Düzye Değerler- Level)	P_a İstatistiği Sabitli	P_b İstatistiği Sabitli	PMSB İstatistiği Sabitli	ADF İstatistiği Sabitli
EO	-116.664*** (0.0000)	-12.618*** (0.0000)	-1.376* (0.0845)	-12.1877*** (0.0001)
Değişken (Düzye Değerler- Level)	P_a İstatistiği Sabitli ve Trendli	P_b İstatistiği Sabitli ve Trendli	PMSB İstatistiği Sabitli ve Trendli	ADF İstatistiği Sabitli ve Trendli
EO	-131.551*** (0.0000)	-19.441*** (0.0000)	-2.063** (0.0169)	-12.2366*** (0.0001)

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

ii. Parantez içinde yer alan değerler test istatistiklerine ait olasılık (prob. ya da p-value) değerlerini belirtmektedir.

Tablo 5 ve Tablo 6’da sunulan bulgular birlikte değerlendirildiğinde, EO değişkeninin düzeyde durağan bir diğer ifadeyle $I(0)$ süreci olduğuna dair güçlü kanıtlar elde edilmiştir.

G7 ülkelerinin incelenen dönemdeki enflasyonlarını ifade eden EO değişkeninin yatay kesitler arasında değişiklik göstermesi, yatay kesit bağımlılık sorununu gündeme getirmektedir. Ancak, küresel ekonomi politika belirsizliği tüm ülkeler için aynı endeksi ifade ettiğinden, G7 ülkelerinde de ilgili zaman diliminde aynı değerleri almaktadır. Dolayısıyla KPBE değişkeninin esasen yatay kesitlere göre korelasyonu “1” olacak ve ikinci nesil panel birim kök testleriyle incelenmesi olanaksız hale gelecektir. Bu bağlamda literatürde bu kategorideki değişkenlerin iki şekilde birim kök araştırmalarının yapıldığı görülmektedir. İlk yöntemde bu değişken klasik bir zaman serisi formatında analiz edilmekte, ikinci yöntemde ise birimler arası korelasyon olmadığı varsayımı yapılarak birinci nesil panel birim kök testlerinden faydalanılmaktadır (Güloğlu ve Bayar, 2016; Güloğlu vd., 2020). Bu araştırmada da KPBE değişkeni için birinci nesil panel birim kök testlerinden yararlanma seçeneği değerlendirilmiştir.

Tablo 7: IPS Panel Birim Kök Testi ve LLC Panel Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Değişken (Düzye Değerler)	IPS Panel Birim Kök Testi			
	W-t-bar İstatistiği Sabitli	W-t-bar İstatistiği Sabitli ve Trendli		
KPBE	-3.1700*** (0.0000)	-8.1517*** (0.0000)		
Değişken (Düzye Değerler)	LLC Panel Birim Kök Testi			
	t İstatistiği Sabitli	Düzeltilmiş t İstatistiği Sabitli	t İstatistiği Sabitli ve Trendli	Düzeltilmiş t İstatistiği Sabitli veTrendli
KPBE	-6.8212***	-3.9613*** (0.0000)	-12.1940***	-10.7475*** (0.0000)

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

Tablo 7’te, Pesaran vd. (2003) IPS ve Levin vd. (2002) LLC panel birim kök testlerinden elde edilen sonuçları gösterilmektedir. Her iki teste göre de, birim kök varlığını ifade eden temel hipotezler reddedilmekte ve KPBE değişkeninin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu aşamada araştırmadaki değişkenlerin düzeyde durağan (ya da $I(0)$ süreci) olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu bağlamda Tablo 5, Tablo 6 ve Tablo 7’den elde edilen bulgular:

- G7 ülkelerinin enflasyon rakamları incelenen dönem aralığında 0.16 ortalamaya sahiptir (bkz. Tablo 1). Durağanlık bulgusu ise bu değer minimum ve maksimum değerler arasında hareket etmesine rağmen ortalamaya dönme eğiliminde olduğunu bir diğer ifadeyle enflasyon yakınsamasının söz konusu olduğunu göstermektedir.
- KPBE’nin incelenen 10 yıl içerisinde durağan olduğunu göstermiş bu durum ise küresel ekonomi politika belirsizliği endeksinin aldığı değerlerin esasen ortalamaya geri dönme eğiliminde olan ve kestirilebilir (yakınsak) bir seri olduğunu göstermektedir.

Değişkenlerin durağanlığına dair güçlü kanıtlar elde edilmiş ve böylelikle sahte regresyon sorunuyla karşılaşılma ihtimali ortadan kaldırılmıştır. Eşitlik (1)’de tanıtılan modelin tahmin aşamasına geçmeden evvel modelin olası eğim heterojenliği araştırılmalı ve bu duruma uygun panel regresyon tahmincilerinin seçimi gerekmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2017). Eğim homojenliğinin test edilmesinde Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen delta testi ve Westerlund ve Blomquist (2013) tarafından geliştirilen ve delta testinin heteroskedastisite varlığında çalışan bir versiyonu olarak değerlendirilebilen delta testinden faydalanılmıştır. Bu sayede eğim homojenliği ya da heterojenliğine karşı robust sonuçlar elde etmek amaçlanmaktadır.

Tablo 8: Eğim Homojenliği Testlerinin Sonuçlarının

Westerlund ve Blomquist (2013) Delta Eğim Homojenliği Testi			
Δ İstatistiği	Olasılık	Δ adj. İstatistiği	Olasılık
-1.145	0.252	-1.152	0.249
Pesaran ve Yamagata (2008) Delta Eğim Homojenliği Testi			
Δ İstatistiği	Olasılık	Δ adj. İstatistiği	Olasılık
-1.038	0.299	-1.044	0.297

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

Tablo 8’de, Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen delta eğim homojenliği testi ile Westerlund ve Blomquist (2013) tarafından geliştirilen eğim homojenliği testinin sonuçları

sunulmaktadır. Her iki test de modelin eğim katsayılarının homojen olduğu temel hipotezini ifade etmektedir. İncelenen dört test istatistiği dikkate alındığında, temel hipotezin reddedilemediği ve modelin homojen eğimlere sahip olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu durum, G7 ülkelerinin incelenen değişkenleri arasındaki ilişkilerin zaman içinde istikrarlı olduğunu ve ülkeden ülkeye istatistiki derecede önemli bir değişim sergilemediğini göstermektedir. Dolayısıyla, panel regresyon modeli tahmincisi seçiminde homojen eğimler varsayımı altında çalışan panel regresyon tahmincileri arasından seçim yapılabilir. Bu aşamadaysa öncelikli olarak örnek seçim süreciyle ve çıkarımla alakalı olan panel veri modeline karar verilmekte akabinde panel veri modellerine has olan gözlenemeyen (*unobserved*) birim ve/veya zaman (bireysel etkiler olarak da yer alabilmektedir) etkilerin varlığının araştırılması gerekmektedir. Bu sayede regresyon modelinin tek yönlü ya da iki yönlü olduğu belirlenmektedir.

Birim ve zaman boyunca gözlenemeyen etkileri dikkate alan modeller iki yönlü hata bileşeni modelleri, sadece birim ya da sadece zaman boyutunu dikkate alan modeller ise tek yönlü hata bileşeni modelleri olarak adlandırılmaktadır (Balestra ve Nerlove 1966, Baltagi, 2005; Özer ve Çiftçi, 2009, Yerdelen Tatoğlu, 2017). Genellikle örneklem grubu (ülke, birey vb.), birim sayısı büyük olan bir anakütleden tesadüfice (*rassal*) çekilmiş ise tesadüfi etkileri; spesifik özellikler göz önüne alınarak yapılan bir çekim süreci varsa da sabit etkileri düşünmek mantıklıdır (Baltagi, 2008). Örnek olarak bir grup (N sayıda birim) OECD ülkesi ya da bölge, eyalet olabilir ve bu şartlar altında çıkarım, gözlemlenen belirli N ülke, bölge ya da eyalete bağlı olmaktadır. Diğer bir ifadeyle, çıkarım araştırılan grubun davranışlarıyla sınırlı hale gelmektedir. Bu durumda sabit etkiler modelinden faydalanılarak uygun bir belirtim yapabilmek mümkün olmaktadır (Baltagi, 2008; Tatoğlu, 2017). Bu çalışmada da G7 ülkeleri araştırmalara konu edilmiş ve çıkarımlar da G7 ülkelerini temsil edici niteliktedir. Bu nedenle sabit etkiler modelinden yararlanılmıştır. Ancak, sabit etkiler modelinin tek yönlü mü yahut iki yönlü mü olduğunu tespit edebilmek için temelde bir Chow testine tekabül eden F testinden faydalanılabilmektedir (Baltagi, 2008). Bu test aynı zamanda ANOVA F testi olarak da yer edinmiş olup Moulton ve Randolph (1989) tarafından önerilmiştir (Baltagi, 2008, Baltagi vd. 1992, Baltagi ve Chang, 1996). Tablo 9'da gözlenemeyen etkilerin (birim, zaman ya da hem birim hem zaman etkileri) varlığını tespit etmek için uygulanan F testinin sonuçları sunulmaktadır.

Tablo 9: Gözlenemeyen Etkiler İçin F Testinin Sonuçları

Birim ve Zaman Etkilerinin Testi	F İstatistiği	Olasılık	Sonuç
	4.00***	0.0000	H₀ Reddedilir. Birim, zaman ya da hem birim hem zaman etkileri mevcuttur.
Birim Etkilerin Testi	F İstatistiği	Olasılık	Sonuç
	6.25***	0.0000	H₀ Reddedilir. Birim etkiler mevcuttur.
Zaman Etkilerinin Testi	F İstatistiği	Olasılık	Sonuç
	3.96***	0.0000	H₀ Reddedilir. Zaman etkileri mevcuttur.

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

Tablo 9’da gözlenemeyen etkilerin araştırılması amacıyla başvuru F testinin sonuçları gösterilmektedir. F istatistikleri incelendiğinde, birim ve zaman etkilerinden en az birinin ya da her ikisinin birden bulunmadığını belirten temel hipotez reddedilmektedir. Bu durumda, birim ve zaman etkilerinden biri yahut hem birim hem zaman etkileri mevcuttur. Bunun için birim ve zaman etkilerini ayrı ayrı test eden F testine başvurulmuş ve sonuçlara göre de birim etkilerinin olmadığını ifade eden temel hipotez de zaman etkilerinin olmadığını gösteren temel hipotez de reddedilmiştir. Dolayısıyla, sabit etkiler modelinin hem birim hem de zaman etkilerinin birlikte var olduğu iki yönlü bir model olduğu sonucu elde edilmiştir. Aslında F testiyle, birim ve/veya zaman etkilerinin bulunmadığı klasik havuzlanmış en küçük kareler (HEKK) modeli, birim ve/veya zaman etkilerinin olduğu sabit etkiler modeline (esasen bir panel veri modeline) karşı sınımlanmaktadır (Arı ve Zeren, 2011). Sonuç olarak Eşitlik (1), iki yönlü sabit etkiler modeli özelliği sergilemektedir ve birim ve zaman etkilerinin varlığının göz ardı edilmemesi gerekmektedir.

Bir sonraki aşamada, iki yönlü (hem zaman hem birim etki varlığı tespit edilmiştir) sabit etkiler modelini tahminleyebilmek için hangi regresyon tahmincisinin daha uygun olduğunu belirleyebilmek için Hausman testine başvurulmuştur.

Tablo 10: Hausman Testi Sonuçları

χ^2 İstatistiği	Olasılık
121.32***	0.0000

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

Tablo 10’da Hausman testinden elde edilen sonuçlar yer almaktadır. Testin temel hipotezinde, katsayılar arasındaki farkın sistematik olmadığını belirtilmektedir ve ki-kare (χ^2) istatistiğine göre bu hipotez reddedilmektedir. Böyle bir durumda ise tesadüfi etkiler tahmincisi tutarsız ve sabit etkiler tahmincisiyse etkin olmaktadır (Arı ve Zeren, 2011).

Tablo 9 ve Tablo 10’da gösterilen sonuçların birlikte değerlendirilmesiyle, Eşitlik (1)’de tanımlanan modelin katsayı tahminlerini, sabit etkiler tahmincisini kullanarak iki yönlü sabit

etkiler modeli üzerinden tahminlemek mümkündür. Fakat ilk aşamada elde edilen sabit etkiler modelinin katsayı tahminlerinin güvenilirliği yönünden değişken varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılık sorunlarının var olup olmadığını araştırmak gerekmektedir. Panel veri analizi uygulamalarında, bahsedilen üç problemle de bu araştırmada olduğu gibi (bkz. Tablo 11 tanı testleri bölümü), çoğunlukla karşılaşıldığı bilinmektedir. Böyle bir durumda, sabit etkiler modelinde, değişken varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılık sorunu varlığında dirençli standart hatalar üreten Driscoll-Kraay tahmincisi bir alternatiftir (Driscoll ve Kraay, 1998; Dücan ve Atay Polat, 2017). Bu tahminci, bahsedilen sorunların var olması durumunda sağlam ve güvenilir sonuçlar üretmektedir (Driscoll ve Kraay 1998; Jalil 2014; Sarkodie ve Strezov 2019).

Tablo 11’de Driscoll-Kraay tahmincisiyle tahminlenen sabit etkiler modelinin sonuçları paylaşılmaktadır.

Tablo 11: İki Yönlü Sabit Etkiler Modelinin Tahmin Sonuçları (Driscoll-Kraay Tahmincisi)

Bağımlı Değişken: EO					
Bağımsız Değişken	Katsayı	Driscoll-Kraay Standart Hatalar	Dirençli	t İstatistiği	Olasılık
KPBE	0.0240***	0.00002		16.0000	0.0000
Sabit Terim	-0.1364***	0.00008		-17.0001	0.0000
Model Bilgileri					
F İst.	112.54***				
Olasılık (F İst.)	0.0000				
R ²	0.40				
Temel Sabit Etkiler Modelinde Tanı Testleri					
Heteroskedastisite Testi			İstatistik	Olasılık	
Değiştirilmiş Wald Testi / Ki-Kare İstatistiği			305.37***	0.0000	
Birimler Arası Korelasyon Testi			İstatistik	Olasılık	
Breusch ve Pagan LM Testi / LM İst.			842.245***	0.0000	
Otokorelasyon Testi			İstatistik		
Mod. Bhargava vd. Testi			1.77		
Baltagi-Wu Testi			1.78		

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

ii. Sabit etkiler modellerinde değişken varyans ın tespiti için Değiştirilmiş Wald testi, yatay kesit bağımlılık için Breusch ve Pagan testi ve otokorelasyonun belirlenmesi için ise Mod.Bhargava vd. testi ile Baltagi-Wu testinden faydalanılabilmektedir. Değiştirilmiş Wald testinin temel hipotezinde değişken varyans sorunu olmadığı; Bresuch ve Pagan testinin temel hipotezinde ise modelde yatay kesit bağımlılık olmadığı ifade edilmektedir. Olasılık değerleri bahsi geçen temel hipotezlerin reddini belirtmekte olup birimler arası korelasyon ve değişken varyans sorununun varlığını belirtmektedir. Mod.Bhargava testi ve Baltagi-Wu testlerinin istatistiklerinin “2”den küçük olması modelde otokorelasyonun varlığına işaret etmektedir. Değişken varyans , otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılık sorunları sebebiyle, bu sorunların varlığında dirençli standart hatalar üretebilen Driscoll-Kraay tahmincisinden faydalanılmıştır.

Tablo 11'den elde edilen bulgulara göre:

- F istatistiği tahminlenen regresyon modelinin genelinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir,
- Sonuçları Tablo 3'te sunulan korelasyon analizinden sağlanan bulgular bu aşamada desteklenmektedir. KPBE değişkeni istatistiki anlamlılığa sahip olmakla birlikte katsayı yönünün pozitif olduğu görülmektedir. Bu durum KPBE artışlarının EO üzerinde arttırıcı bir etkisi olduğuna işaret etmektedir,
- Küresel ekonomi politika belirsizliği endeksi, G7 ülkelerinin enflasyonlarını açıklamada istatistiksel bir güce sahiptir. Bu bağlamda, söz konusu endeks %1 arttığında ilgili ülkelerin enflasyonlarında yaklaşık olarak 0.02 birim bir artış yaşanmaktadır.

Tablo 12: Panel Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	F İstatistiği	Olasılık	Sonuç
KPBE → EO	5.6947***	0.0035	Temel hipotez <i>reddedilmektedir</i> . KPBE'den EO'ya doğru bir nedensellik ilişkisi mevcuttur.
Nedenselliğin Yönü	F İstatistiği	Olasılık	Sonuç
EO → KPBE	5.3568***	0.0048	Temel hipotez <i>reddedilmektedir</i> . EO'dan KPBE'ye doğru bir nedensellik ilişkisi mevcuttur.

Not: i.*, **ve *** sırası ile 0.10, 0.05 ve 0.01 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.

ii. Gecikme uzunluğu default olarak "2" alınmıştır.

Tablo 12'de panel Granger nedensellik testinin sonuçları gösterilmektedir. Teste ait temel hipotezde dışlanan değişkenin bağımlı değişkenin nedeni olmadığı ifade edilmektedir. Bu bağlamda elde edilen sonuçlar sırasıyla:

- KPBE'den EO'ya doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını belirten temel hipotez reddedilmektedir. Bu durumda KPBE'den EO'ya doğru bir nedensellik ilişkisi mevcuttur.
- EO'dan KPBE'ye doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilmektedir. Böylece EO'dan da KPBE'ye doğru bir bilgi akışının olduğu anlaşılmaktadır.

Sonuç olarak, KPBE ve EO arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu anlaşılmaktadır. Bu bulgu regresyon modelinin tasarımını bilgi akışının yönü açısından doğrulamakla birlikte, sonuçları Tablo 3'te sunulan korelasyon analizinin bulgularını da desteklemektedir.

6. Sonuç

Enflasyonun yüksek olması ülkede işsizlik, yoksulluk, cari açık gibi önemli problemlere ve ayrıca stokçuluk, kaçakçılık gibi sosyal problemlere de sebep olmaktadır. Aynı zamanda fiyat mekanizması için büyük öneme sahip olan piyasa mekanizmasının bozulmasına da sebep olmaktadır. Ayrıca enflasyon, fiyat oynaklığını da arttırmakta ve kaynakların verimsiz kullanımına da sebebiyet vermektedir.

Yüksek küresel ekonomi politika belirsizliği, işletmelerin ve yatırımcıların geleceğe yönelik planlar yapmalarını zorlaştırmaktadır. Bu da yatırımcıların yatırım kararlarını ertelemelerine veya risk almaktan kaçınmalarına neden olmaktadır. Aynı zamanda tüketicilerin harcamalarını kısıtlamasına ve tasarruflarını arttırmasına, işletmelerin işe alım kararlarını ertelemelerine veya istihdamı azaltmalarına, finansal piyasalarda ise belirsizlik ve volatilité artışına yol açmaktadır. Bu sonuçlar, ekonomi politika belirsizliğinin ekonomik büyüme, istihdam, finansal piyasalar ve fiyat istikrarı gibi temel makroekonomik göstergeler üzerindeki olumsuz etkilerini göstermektedir.

Küresel ekonomi politika belirsizliği ile enflasyon arasındaki ilişkinin anlaşılması ise, ekonomi politika yapıcıları için önem arz etmektedir. Çünkü bu ilişkinin doğru bir şekilde anlaşılması, enflasyon hedeflemesi gibi para politikası stratejilerinin belirlenmesine ve enflasyonla mücadelede etkili politika önlemlerinin alınmasına yardımcı olmaktadır.

Küresel ekonomi politika belirsizliği ile enflasyon arasındaki ilişkinin analizi; merkez bankalarının para politikası araçlarının etkinliğini değerlendirmelerine, ekonomik istikrarın sağlanması için gereken politika önlemlerinin belirlenmesine, yatırımcıların ve tüketicilerin davranışlarını anlamalarına, politika yapıcıların uygun politika önlemlerini belirlemelerine yardımcı olmaktadır. Belirsizlik, enflasyon beklentilerini ve dolayısıyla fiyat istikrarını etkilemektedir. Bu da ekonomik istikrarın sürdürülmesini zorlaştırmaktadır.

Ekonomiye büyük etkileri olan enflasyon istikrarlı bir ekonomik büyümeyi de engellemektedir. Tüm bu olumsuzluklar çerçevesinde meydana gelen finansal piyasalardaki karar birimlerinin davranış ve beklentilerine etki eden belirsizlik ve enflasyon arasındaki ilişkinin tespit edilmesi önem arz etmektedir.

Çalışmada yapılan panel veri analizi araştırmalarının akabinde üç önemli bulguya ulaşılmıştır. Pesaran (2007)'in CIPS ve Reese ve Westerlund (2016)'nın PANICCA panel birim kök testleri ve Breusch ve Pagan (1980) LM ve Pesaran vd. (2008) sapması düzeltilmiş LM yatay kesit

bağımlılık testlerinden sağlanan bu bulgular, G7 ülkelerinde incelenen dönem aralığında enflasyon yakınsaması olduğunu ve bu ülkelerin enflasyon değerleri dönem dönem yüksek seviyeleri görse dahi ortalamaya dönme eğilimine girdiğini göstermektedir. Ayrıca, mevzu bahis ülkelerin enflasyon değerleri birbirinden istatistiksel olarak bir farklılaşma sergilememekte bir diğer ifadeyle bu ülkeler arasında benzer enflasyon eğilimlerinin olduğu açıkça anlaşılmaktadır. İkinci bulgu ise, sabit etkiler modeli Driscoll-Kraay tahmincisine başvurularak panel regresyon modelinin tahminlenmesiyle elde edilmiş ve küresel ekonomi politika belirsizliği endeksinde yaşanan artışların enflasyon üzerinde olumsuz etkiler yarattığını ortaya koymuştur. Bu da gösteriyor ki, küresel ekonomik istikrar ve politika açıklığı, enflasyonu etkileyen önemli faktörlerdir. Son aşamada da Granger panel nedensellik testine başvurularak küresel ekonomi politika belirsizliği ve gelişmiş ülkelerin enflasyon rakamları arasındaki çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Yani, küresel politika belirsizliği gelişmiş ülkelerin enflasyonunu etkilerken, aynı zamanda bu ülkelerin enflasyon rakamları da küresel ekonomi politika belirsizliğinden etkilenmektedir. Bu bulgu, küresel ekonomi politika belirsizliği ve enflasyon arasındaki ilişkilerin karmaşıklığını ve karşılıklı bağımlılığını gösteren önemli bir bulgudur.

Bulgular, küresel ekonomi politika belirsizliğinin enflasyon üzerinde olumsuz etkileri olduğunu göstermektedir. Küresel ekonomi politika belirsizliğinde yaşanan artışların enflasyonist baskılar yarattığı ve ekonomik istikrarı olumsuz etkilediği tespit edilmiştir. Elde edilen bulgular, Jones ve Olson (2013) ile Leduc ve Liu (2016) yıllarında yaptıkları çalışmalarla paralellik göstermekte ve küresel ekonomi politika belirsizliğinin enflasyon üzerindeki olumsuz etkilerini desteklemektedir.

Politika yapıcılar, küresel ekonomi politika belirsizliğinin enflasyon üzerindeki etkisini anlamak ve ekonomik istikrarı desteklemek için uygun politika önlemleri (mali teşvikler, yapısal reformlar ve diğer ekonomik destekler) almak durumundadırlar. Bunun için ekonomik ve siyasi koşulları dikkate almalı ve çeşitli politika araçlarını dengeli bir şekilde kullanmalıdırlar.

Genel olarak G7 ülkelerindeki enflasyon davranışlarını stabilize etmek ve küresel ekonomi politika belirsizliklerin etkilerini azaltmak için; merkez bankaları ve hükümetler, ekonomi politikalarındaki değişiklikler hakkında açık ve düzenli iletişim kurmalı, ekonomi belirsizlikler karşısında esnek politika yaklaşımları benimsenmeli, belirsizliklerin yönetilmesi için risk yönetim stratejileri geliştirilmeli, merkez bankaları, enflasyon hedeflemesi gibi stratejiler benimsemeli ve IMF ve Dünya Bankası gibi uluslararası kuruluşlarla işbirliği, global ekonomik

sorunlara ortak çözümler geliştirilmesi önerilmektedir. Son olarak belirsizliklerin etkilerini daha iyi anlamak ve yönetmek için ekonomik verilerin detaylı ve sürekli analiz edilmesi de önem arz etmektedir.

Bu çalışma, küresel ekonomi politika belirsizliğinin enflasyon üzerindeki etkilerini G7 ülkeleri üzerinde detaylı bir şekilde inceleyerek, bu alandaki literatüre önemli katkılar sağlamaktadır.

Kaynakça

- Arı, A. ve Zeren, F. (2011). CO2 emisyonu ve ekonomik büyüme: Panel veri analizi. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 18(2), 37-47.
- Akdiş, M., (2011), Para teorisi ve politikası, Gazi Kitabevi, Ankara, 2. Baskı, s. 328.
- Athari, S. A., Kırıkkaleli, D., Yousaf, I., and Ali, S. (2022). Time and frequency co-movement between economic policy uncertainty and inflation: Evidence from Japan. *Journal of Public Affairs*, 22, e2779. <https://doi.org/10.1002/pa.2779>
- Aytaç, D., and Saraç, T. B. (2022). Economic policy uncertainty, interest rates and inflation: evidence from selected Latin American Emerging Markets. *JOEEP: Journal of Emerging Economies and Policy*, 7(2), 578-590.
- Bahmani-Oskooee, M., and Nayeri, M. M. (2020). Policy uncertainty and consumption in G7 countries: An asymmetry analysis. *International Economics*, 163, 101-113.
- Baker, S.R., Bloom, N. and Davis, S.J and Wang, X. (2013). A measure of economic policy uncertainty for China. Chicago: University of Chicago.
- Baker, S.R., Bloom, N. and Davis, S.J and Wang, X. (2016). A measure of economic policy uncertainty for China. Chicago: University of Chicago.
- Balestra, P. ve M. Nerlove. (1966). Pooling cross-section and time-series data in the estimation of a dynamic model: the demand of natural gas," *Econometrica* 34, 585-612. <https://doi.org/10.2307/1909771>
- Baltagi, B. H., and Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data* (Vol. 4). Chichester: Wiley.
- Baltagi, B. H., Chang, Y. J., and Li, Q. (1992). Monte Carlo results on several new and existing tests for the error component model. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 95-120. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90101-V](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90101-V)
- 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.
- Baltagi, B. H., and Chang, Y. J. (1996). Testing for random individual effects using recursive residuals. *Econometric Reviews*, 15(3), 331-338. <https://doi.org/10.1080/07474939608800358>
- Bartsch, Z. (2019). Economic policy uncertainty and dollar-pound exchange rate return volatility. *Journal of International Money and Finance*, 98, 102067. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2019.102067>

- Batabyal, S., and Killins, R. (2021). Economic policy uncertainty and stock market returns: Evidence from Canada. *The Journal of Economic Asymmetries*.
- Blomquist, J., and Westerlund, J. (2013). Testing slope homogeneity in large panels with serial correlation. *Economics Letters*, 121(3), 374-378. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.09.012>
- Bozoklu, Ş. ve Yılcıncı, V. (2013). Finansal gelişme ve iktisadi büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi: Gelişmekte olan ekonomiler için analiz. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 28(2), 161-187.
- Breusch T.S. and Pagan, A.R.. (1980). A Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47 (1), ss. 239- 253.
- Buyrukoğlu, S., ve Canbolat, N. (2023). Türkiye'deki kamu dış borç stokunun enflasyon üzerine etkisi. *Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(16), 251-267. <https://doi.org/10.54831/vanyyuiibfd.1376632>
- Chen, L., Du, Z., and Hu, Z. (2020). Impact of economic policy uncertainty on exchange rate Volatility of China. *Finance Research Letters*, 32, 101266. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.08.014>
- 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>
- Çiğdem, G., and Altaylar, M. (2021). Nonlinear relationship between economic growth and tax revenue in Turkey: Hidden cointegration approach. *İstanbul İktisat Dergisi*, 71(1), 21-38.
- Daştan, M., and Karabulut, K. (2022). Effects of global economic policy uncertainty on macroeconomic activity: The case of Turkey. *Trends in Business and Economics*, 36(1), 133-142.
- Daştan, M., ve Karabulut, K. (2022). Küresel ekonomik politika belirsizliklerinin makroekonomik aktivite üzerindeki etkileri: Türkiye örneği. *Ataturk University Journal of Economics ve Administrative Sciences*, 36(1).
- Davis, S., (2016). An index of global economic policy uncertainty, NBER Working Papers 22740, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Dumitrescu, E. I. and Hurlin, C., (2012). Testing for Granger noncausality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>
- Dücan, E., ve Polat, M. A. (2017). Kadın istihdamının ekonomik büyümeye etkisi: OECD ülkeleri için panel veri analizi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 26(1), 155-170.
- Erdemli, M., ve Direkçi, T. B. (2021). G7 ülkelerinde dışa açıklık enflasyon ilişkisi. *Oltu Beşeri ve Sosyal Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2(2), 213-236.
- Eğilmez, M. (2024), Enflasyon Rehberi, <https://www.mahfiegilmez.com/2024/01/enflasyon-rehberi.html>
- Granger, C. W. J., (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>

- Guloglu, B., and Bayar, G. (2016). Sectoral exports dynamics of Turkey: Evidence from panel data estimators. *The Journal of International Trade ve Economic Development*, 25(7), 959-977.
- Guloglu, B., and Bayar, G. (2016). Sectoral exports dynamics of Turkey: Evidence from panel data estimators. *The Journal of International Trade ve Economic Development*, 25(7), 959-977. <https://doi.org/10.1080/09638199.2016.1157886>
- Guo, P., Zhu, H., and 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. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.11.001>
- Güloğlu, B., Bayar, G., and Tokpunar, S. (2020). Effect of foreign trade on industrial employment: the case of Turkey. *Applied Economics*, 52(55), 6075-6089. <https://doi.org/10.1080/00036846.2020.1784384>
- Güloğlu, B., ve 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., Tekin, R. B., and Sarıdoğan, E. (2012). Economic determinants of technological progress in G7 countries. A re-examination. *Economics Letters*, 116(3), 604-608.
- Gürsoy, s. (2021). Küresel ekonomik politik belirsizliğin (gepu) döviz kuru, enflasyon ve borsa etkisi: Türkiye'den kanıtlar. *Türkiye Mesleki ve Sosyal Bilimler Dergisi*, (5), 120-131. <https://doi.org/10.46236/jvosst.877608>
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. and Rosen, S. (1988). Estimating vector autoregression with panel data. *Econometrica*, 56, 1371-1395. <https://doi.org/10.2307/1913103>
- Hood, M.V., Kidd, Q. and Morris, I.L., (2008). Two sides of the same coin: Employing Granger causality tests in a time series cross-section framework. *Political Analysis*, 161, 324-344. <https://doi.org/10.1093/pan/mpn002>
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of panel data*, Cambridge University Press.
- Huang, W. Q., and Liu, P. (2022). Asymmetric effects of economic policy uncertainty on stock returns under different market conditions: evidence from G7 stock markets. *Applied Economics Letters*, 29(9), 780-784.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., and Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- Irani, F., Athari, S. A., and Hadood, A. (2022). The impacts of country risk, global economic policy uncertainty, and macroeconomic factors on the Turkish tourism industry. *International Journal of Hospitality ve Tourism Administration*, 23(6), 1242-1265. <https://doi.org/10.1080/15256480.2021.1935393>
- Jalil, A. (2014). Energy-growth conundrum in energy exporting and importing countries: Evidence from heterogeneous panel methods robust to cross-sectional dependence. *Energy Economics*, 44, 314-324. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.04.015>
- Jones, P. M., and Olson, E. (2013). The time-varying correlation between uncertainty, output, and inflation: Evidence from a DCC-GARCH model. *Economics Letters*, 118(1), 33-37.

- Juhro, S. M. and Phan, D. H. B. (2018). Can economic policy uncertainty predict exchange rate and its volatility? Evidence from ASEAN countries. *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan*, 21(2), 251-268. <https://doi.org/10.21098/bemp.v21i2.974>
- Karnizova, L., and Li, J. C. (2014). Economic policy uncertainty, financial markets and probability of US recessions. *Economics Letters*, 125(2), 261-265. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2014.09.018>
- Kartal, M. T., Ayhan, F., and 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).
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. London: Macmillan, 133-136.
- Kılıç, M., Gürbüz, A., ve Bekereci, N. E. (2023). BRIC ülkelerinde bitcoin ile ekonomik politika belirsizlik endeksi, enflasyon ve geniş para arzı (m3) arasındaki ilişkisi. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (59), 1-17.
- Kido, Y. (2016). On the Link between the US economic policy uncertainty and exchange rates. *Economics Letters*, 144, 49-52. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.04.022>
- Korkmaz, Ö., ve Güngör, S. (2018). Küresel ekonomi politika belirsizliğinin borsa istanbul'da işlem gören seçilmiş endeks getirileri üzerindeki etkisi. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(ICEESS'18), 211-219. <https://doi.org/10.18506/anemon.452749>
- Leduc, S., and Liu, Z. (2016). Uncertainty shocks are aggregate demand shocks. *Journal of Monetary Economics*, 82, 20-35. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2016.07.002>
- Lee, S. (2018). Economic policy uncertainty in the US: Does it matter for Korea?. *East Asian Economic Review*, 22(1), 29-54. Neal, C.B. (1996). Doi: 10.11644/kiep.eaer.2018.22.1.337
- Levin, A., Lin, C.F. and Chu C.S.J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties." *Journal of econometrics*. Vol.108, No.1 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Li, Q., and Ullah, A. (1998). Estimating partially linear panel data models with one-way error components. *Econometric reviews*, 17(2), 145-166. <https://doi.org/10.1080/07474939808800409>
- Moulton, B. R., and Randolph, W. C. (1989). Alternative tests of the error components model. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 685-693. <https://doi.org/10.2307/1911059>
- Oktar, S., ve Dalyancı, L. (2011). Türkiye ekonomisinde para politikası ve enflasyon arasındaki ilişkinin analizi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 31(2), 1-20.
- Özer, M., ve Çiftçi, N. (2009). Ar-Ge harcamaları ve ihracat ilişkisi: OECD ülkeleri panel veri analizi.
- Özkan, A. (2019). ABD'nin ekonomik politika ve ticaret politikası belirsizlikleri ile dolar-TL kuru arasındaki nedensellik ilişkisi.
- Pesaran, M. H. (2003). Estimation and inference in large heterogenous panels with cross section dependence. Available at SSRN 385123.

- 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., 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>
- Reese, S. and Westerlund, J. (2016). Panizza: Panic on cross-section averages. *Journal of Applied Econometrics*, 31 (6), pp. 961-981. <https://doi.org/10.1002/jae.2487>
- Sánchez-Gabarré, M. E., and Castellanos-García, P. (2023). Incertidumbre de política económica y mercados bursátiles: evidencia empírica para el caso de España. *Cuadernos de Economía*, 46(131), 19-29.
- Saka Ilgın, K. (2022). Ulusal ekonomik politika belirsizliği ile borsa endeksleri arasındaki ilişkinin incelenmesi: Seçilmiş Avrupa ülkeleri için ampirik bir analiz. *Journal of Economic Policy Researches*, 9(2), 455-474. <https://doi.org/10.26650/JEPR1074582>
- Sarkodie, S. A., and Strezov, V. (2019). A review on environmental Kuznets curve hypothesis using bibliometric and meta-analysis. *Science of the total environment*, 649, 128-145. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2018.08.276>
- Sum, V. (2012). The impulse response function of economic policy uncertainty and stock market returns: a look at the Eurozone. *Journal of International Finance Studies*, 12(3), 100-105.
- Tatoğlu, F. Y. (2017). Panel zaman serileri analizi. İstanbul: Beta Yayınları, (s 237).
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2017). Panel zaman serileri analizi stata uygulamalı (3. Baskı 2020).
- Yu, H., Fang, L., and Sun, W. (2018). “forecasting performance of global economic policy uncertainty for volatility of Chinese stock market”[^], *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 505, 931- 940. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.03.083>
- Zhang, L., Chen, W., and Hu, N. (2023). Economic policy uncertainty and stock liquidity: evidence from China. *International Journal of Emerging Markets*, 18(1), 22-44. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-06-2020-0625>