

Küresel Ekonomi Politik Belirsizliği ve Enflasyon Dinamikleri: Türkiye İçin Yapısal Kırılmalı ve Nedensellik Tabanlı Bir Analiz

Süleyman Gürbüz¹

Özet

Bu çalışma, faiz oranları ve döviz kurlarını birleşik bir ampirik çerçeve içinde ele alarak, Küresel Ekonomik Politika Belirsizliğinin (GEPU) Türkiye'deki enflasyon üzerindeki etkisini araştırmaktadır. 2005:01–2025:10 dönemine ait aylık veriler kullanılarak yapılan analizde, Zivot-Andrews birim kök testi, yapısal kırılmalar içeren Gregory-Hansen eşbütünleşme yaklaşımı ve Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılmıştır. Sonuçlar, yapısal kırılmalar altında GEPU, enflasyon, faiz oranları ve döviz kurları arasında uzun vadeli bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Nedensellik bulguları, GEPU'dan enflasyona doğru güçlü bir tek yönlü etkiyi ve enflasyon dinamiklerinin şekillenmesinde döviz kuru kanalının baskın rolünü göstermektedir. Dahası, GEPU'nun büyük ölçüde yerel makroekonomik değişkenlere dışsal olduğu ve küresel belirsizlik şoklarının Türkiye'ye esas olarak dışsal ve finansal kanallar aracılığıyla iletildiğini göstermektedir. Genel olarak, bulgular, ekonomik politika belirsizliğinin Türkiye'deki enflasyon dinamiklerinin önemli bir belirleyicisi olduğunu ve küresel belirsizliğin arttığı dönemlerde politika güvenilirliğinin, döviz kuru istikrarının ve etkili iletişim stratejilerinin önemini altını çizmektedir.

1. Giriş

Küresel ölçekte ekonomi-politik belirsizlik, son yıllarda makroekonomik istikrarın en kritik belirleyicilerinden biri hâline gelmiştir. Küreselleşme, finansal entegrasyon ve ticaret hacmindeki artış, ülkeler arasında şokların yayılma hızını yükseltmekte; bir ekonomide ortaya çıkan politika kaynaklı belirsizlik, kısa sürede diğer ekonomilerin fiyatlama davranışları ve

1 Dr. Öğr. Üyesi, Yozgat Bozok Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, suleyman.gurbuz@yobu.edu.tr, ORCID ID: 0000-0003-1651-2310

beklentileri üzerinde etkili olabilmektedir. Bu nedenle Küresel Ekonomi Politik Belirsizliği (KEPB/GEPU) gibi göstergelerin enflasyon ve işsizlik gibi temel makro değişkenlerle ilişkisini incelemek, hem kuramsal hem de politika tasarımı açısından önem taşımaktadır.

Belirsizlik, ekonomik aktörlerin geleceğe ilişkin sinyalleri zayıf algılamasıyla karar alma süreçlerinde “bekleme” eğiliminin güçlenmesi anlamına gelir. Bu koşullarda tüketim ve yatırım kararları ertelenebilir, risk algısı artabilir ve finansal piyasalarda oynaklık yükselerek makro göstergelerde bozulmalar gözlemlenebilir (Bloom, 2009). Literatürde belirsizliğin ölçümüne dönük en yaygın yaklaşımlardan biri, medya metinleri ve beklenti/öngörü bileşenleri üzerinden geliştirilen EPU ailesi endeksleridir. Bu çizgide Baker, Bloom ve Davis (2016) tarafından geliştirilen endeks, politika belirsizliğini sistematik şekilde ölçmeye dönük temel referans olarak öne çıkmaktadır (Baker et al., 2016). Buna karşın belirsizlik-enflasyon ilişkisine dair bulguların, ülke özelliklerine ve dönemin koşullarına duyarlı biçimde farklılaşabildiği görülmektedir.

Gelişmiş ekonomiler için yapılan güncel panel bulguları, küresel politika belirsizliği şoklarının enflasyon üzerinde aşağı yönlü etkilere yol açabileceğini rapor etmektedir (Münyas & Aydın, 2024). Öte yandan belirsizlik şoklarının enflasyonu artırabildiğini gösteren çalışmalar da vardır ve bu sonuçlar genellikle arz yönlü maliyet kanallarına, tedarik zinciri kırılmalarına ve firmaların belirsizlik dönemlerinde fiyat belirlerken daha temkinli davranıp “yukarı yönlü fiyatlama” eğilimi göstermesine dayandırılır (Beckmann & Czudaj, 2025). Benzer biçimde, küresel bir örneklemle yapılan panel ARDL bulguları belirsizlik-enflasyon ilişkisinin işaretinin ülkeler arasında heterojenleşebildiğini; kısa dönem dinamiklerin ülke-temelli koşullara daha duyarlı olduğunu vurgular (Mishra, 2024). Bu çeşitlilik, belirsizliğin enflasyon üzerindeki net etkisinin tek bir kanal ile açıklanamayacağını; aktarım mekanizmasının bileşik yapıda olduğunu düşündürmektedir.

Türkiye gibi gelişmekte olan ve açık ekonomilerde belirsizlik şoklarının etkisi, sermaye hareketleri, döviz kuru ve finansal koşullar üzerinden daha görünür hâle gelebilir. Nitekim Türkiye üzerine yapılan çalışmalar, dış kaynaklı belirsizliklerin işgücü piyasasına ve makro değişkenlere yayılma etkilerinin belirgin olabileceğini; kanalların ise ticaret ve sermaye hareketleri üzerinden ayrışabildiğini göstermektedir (Güney et al., 2024). Ayrıca gelişmiş ekonomiler üzerine yapılan bulgular belirsizliğin işsizlikle uzun dönemli bir bağ kurabildiğine işaret ederek belirsizlik yönetiminin istihdam açısından da önemini vurgular (Şimşek & Usta, 2022). Bu çerçevede, Türkiye’de belirsizlik şoklarının enflasyon dinamikleriyle birlikte değerlendirilmesi,

hem fiyat istikrarı hem de makroekonomik performans açısından analitik bir gereklilik hâline gelmektedir.

Bu çalışma, Türkiye’de KEPB/GEPU’nun enflasyon üzerindeki etkisini; faiz oranı ve döviz kuru ile aynı sistem içinde ele alarak, 01/2005–10/2025 dönemine ait aylık veriler üzerinden incelemeyi amaçlamaktadır. Türkiye’nin dönemsel yüksek enflasyon deneyimi, kur geçişkenliğinin görece güçlü olması ve küresel risk iştahına duyarlılığı, küresel belirsizlik şoklarının enflasyon patikasına nasıl yansıdığını analiz etmek açısından elverişli bir zemin sunmaktadır. Çalışma bu yönüyle, belirsizlik literatüründe Türkiye odağında daha uzun ufuklu ve çok kanallı bir çerçeve kurmayı hedeflemektedir.

1.1. Kuramsal çerçeve

KEPB/GEPU şoklarının enflasyona etkisi, esasen talep yönlü (deflasyonist) ve arz yönlü (enflasyonist) kanalların görece baskınlığına bağlıdır. Talep tarafında belirsizlik; yatırımların ertelenmesi, ihtiyati tasarrufların artması ve risk primleri üzerinden finansal koşulların sıkılaşması yoluyla toplam talebi zayıflatır; bu mekanizma enflasyonda aşağı yönlü baskı üretir (Bloom, 2009; Leduc & Liu, 2016). Ancak arz tarafında, özellikle küresel şok dönemlerinde tedarik ve lojistik aksamaları, ithal ara mal ile enerji maliyetlerinde artış ve firmaların belirsizlik karşısında daha yüksek fiyat belirleme eğilimi enflasyonu yukarı itebilir (Beckmann & Czudaj, 2025). Bu iki yönlü kurgu, belirsizlik–enflasyon ilişkisinin neden ampirik olarak sınanması gerektiğini açıklar.

Bu genel çerçeve içinde beklentiler ve para politikası güvenilirliği kritik bir ara mekanizma oluşturur. Enflasyon beklentilerinin güçlü biçimde çıpalanmadığı ortamlarda belirsizlik şokları, sadece cari enflasyonu değil, ileriye dönük fiyatlama davranışlarını da etkileyerek enflasyon dinamiklerini kalıcılaştırabilir. Yapısal VAR bulguları, politika belirsizliği şoklarının hem kısa hem uzun vadeli enflasyon beklentilerini etkileyebildiğini ve durgunluk dönemlerinde uzun vadeli beklentilerin yukarı yönlü tepki verebildiğini göstermektedir (Istrefi & Piloitu, 2013). Buna karşılık merkez bankası kredibilitesi ve beklenti çıpalaması güçlü olduğunda belirsizliğin enflasyon üzerindeki tepkisi zayıflayabilmektedir (Beckmann & Czudaj, 2025).

Türkiye özelinde aktarım, faiz ve döviz kuru üzerinden daha da belirginleşir. Faiz oranı, enflasyonu dengelemede temel politika aracıdır; ancak belirsizlik koşullarında politika tepkisinin zamanlaması ve etkinliği, beklentiler ve risk primi üzerinden yeniden şekillenebilir (Aytaç & Saraç, 2022). Döviz kuru ise küresel belirsizlik artışlarında risk iştahının düşmesi ve sermaye akımlarının zayıflamasıyla değer kaybı baskısı altında

kalabilir; bu durum ithal girdi maliyetleri üzerinden maliyet enflasyonunu hızlandırabilir. Türkiye üzerine wavelet temelli bulgular da küresel belirsizlik ile enerji fiyatları/para koşulları etkileşiminin enflasyon üzerindeki duyarlılığı dönemsel olarak güçlendirebildiğine işaret etmektedir (Soysal et al., 2023). Dolayısıyla çalışmada GEPU–enflasyon ilişkisi, faiz ve kur kanallarını içeren bütünsel bir mekanizma içinde ele alınmaktadır.

Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye’de GEPU’nun enflasyon üzerindeki etkisini; faiz oranı ve döviz kuru ile birlikte değerlendirerek 2005 sonrası dönemin uzun örneklemiyle test etmektir. Bu yaklaşım, belirsizlik şoklarının (i) talep ve arz kanallarındaki asimetrik işleyişini, (ii) faiz ve kur üzerinden çalışan parasal/finansal aktarımı ve (iii) beklenti-kredibilite boyutunun enflasyon dinamiklerindeki rolünü aynı çerçevede tartışmaya olanak verir. Ayrıca, belirsizlik–işgücü piyasası ve büyüme ilişkisine işaret eden bulgular (Güney et al., 2024; Konya, 2023) dikkate alındığında, enflasyon kanalının aydınlatılması makro politika bileşimini tartışmak açısından tamamlayıcı bir katkı sunar.

2. Literatür Taraması

2.1. Ekonomik Politika Belirsizliği ve Enflasyon

Ekonomik politika belirsizliği ile enflasyon arasındaki ilişki, özellikle fiyat istikrarının sürdürülebilirliği açısından literatürde geniş biçimde ele alınmaktadır. Erken dönem çalışmalardan biri olan Doğru (2013), farklı para politikası rejimleri altında enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki etkileşimi incelemiş; kısa dönemde enflasyon belirsizliğinin enflasyonu artırıcı bir rol oynadığını, uzun dönemde ise yüksek enflasyonun belirsizliği azaltabileceğini ortaya koymuştur.

Enflasyon ve belirsizlik ilişkisini ampirik olarak ele alan Ekinci ve Genç (2018), EGARCH modeli kullanarak yaptıkları analizde, enflasyon oranındaki artışların enflasyon belirsizliğini yükselttiğini ve Friedman-Ball hipotezini destekleyen bulgular elde ettiklerini göstermiştir. Benzer şekilde, Atgür (2021), Türkiye ekonomisi için yaptığı çalışmada enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasında çift yönlü bir etkileşim tespit etmiş ve bu ilişkinin Friedman-Ball ve Cukierman-Meltzer hipotezleriyle uyumlu olduğunu ortaya koymuştur. Athari vd. (2021), Japonya’da ekonomik politika belirsizliği ile enflasyon arasındaki ilişkiyi zaman-frekans boyutunda inceleyen öncü çalışmalardan biridir. 2003:03–2021:03 dönemini kapsayan analizde dalgacık tutarlılık nedensellik yöntemi kullanılmış ve ekonomik politika belirsizliğinin farklı dönem ve frekanslarda enflasyonu anlamlı biçimde etkilediği tespit edilmiştir. Bulgular, politika belirsizliğinin

Japonya’da enflasyonun önemli belirleyicilerinden biri olduğunu ortaya koymakta ve belirsizliğin azaltılmasının enflasyon dalgalanmalarının sınırlandırılması açısından para otoriteleri için kritik öneme sahip olduğunu göstermektedir. Şakalak ve Şimşek (2021), Çin ve ABD’de artan ticaret anlaşmazlıkları ve küresel ticaret entegrasyonuna ilişkin belirsizliklerin, ticaret politikası belirsizliğinin makro göstergelerle ilişkisini gündeme taşıdığını vurgulamaktadır. Çalışmada Çin ve ABD’ye ait ticaret politika belirsizliği endeksi ile tüketici fiyat endeksi arasındaki nedensellik bağlantısı, Balcılar vd. (2010) tarafından geliştirilen Bootstrap Rolling Window nedensellik testiyle analiz edilmiştir. Bulgular, her iki ülkede uzun dönemde ticaret politika belirsizliği ile fiyatlar genel düzeyi arasında anlamlı bir ilişki bulunduğunu göstermektedir. Nedensellik yönü ülkelere göre farklılaşmakta; Çin’de belirsizlikten enflasyona doğru tek yönlü bir etki tespit edilirken, ABD’de belirli alt dönemlerde çift yönlü nedensellik bulgularına ulaşılmaktadır. Yazarlar, bu sonuçların ilişkinin zamana bağlı dinamik doğasına işaret ettiğini ve farklı ülke ve yöntemlerle yapılacak karşılaştırmalı çalışmaların literatürü güçlendireceğini belirtmektedir. Zamanla değişen nedensellik yaklaşımını kullanan Erer (2023) ise, özellikle kriz dönemlerinde enflasyon belirsizliğinin enflasyon üzerindeki etkisinin güçlendiğini vurgulamıştır.

Gelişmiş ülkeler bağlamında yapılan çalışmalarda, Kadooğlu ve Münyas (2024), G-7 ülkeleri için gerçekleştirdikleri panel veri analizinde, küresel ekonomi politika belirsizliğindeki artışların enflasyonist baskıları artırdığını ve ekonomik istikrarı olumsuz etkilediğini tespit etmiştir. Bu bulgular, politika belirsizliğinin enflasyon dinamikleri üzerinde hem kısa hem de uzun vadede belirleyici bir rol oynadığını göstermektedir.

2.2. Ekonomik Politika Belirsizliği ve İşsizlik

Ekonomik politika belirsizliğinin işgücü piyasası üzerindeki etkileri, özellikle istihdam kararları ve ekonomik aktivite açısından literatürde önemli bir araştırma alanı oluşturmuştur. Şimşek ve Usta (2022), G-7 ülkeleri için yaptıkları panel Fourier eşbütünleşme analizi sonucunda, ekonomi politika belirsizliği ile işsizlik oranı arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğunu ortaya koymuştur. Bu bulgu, belirsizlik ortamının işgücü piyasaları üzerinde kalıcı etkiler yaratabildiğini göstermektedir. Zaria ve Tuyon (2023), Nijerya’da ekonomik politika belirsizliğinin (EPU) temel makroekonomik göstergeler üzerindeki etkilerini 1990–2020 dönemi için dinamik ARDL yaklaşımıyla incelemiştir. Çalışma, EPU ile işsizlik, altyapı yatırımları ve doğrudan yabancı yatırım (DYY) girişleri arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunduğunu göstermektedir. Bulgular, EPU’nun hem kısa hem de uzun vadede DYY üzerinde negatif, işsizlik üzerinde ise pozitif bir etki

yarattığını ortaya koyarken; altyapı geliştirmeye yönelik kamu yatırımları üzerindeki etkinin pozitif olması, beklenen yönün tersine işaret ederek dikkat çekmektedir. Genel olarak sonuçlar, Nijerya'da politika belirsizliği ile makroekonomik faaliyetler arasında dinamik bir etkileşim bulunduğunu ve belirsizliğin özellikle istihdam ve sermaye girişleri kanalıyla ekonomik performansı zayıflatılabildiğini düşündürmektedir. Nusair ve Olson (2025), G7 ülkelerinde ekonomik politika belirsizliğinin (EPU) işsizlik üzerindeki etkilerini asimetrik bir çerçevede inceleyerek NARDL ve kantil tabanlı QNARDL modellerini kullanmıştır. Bulgular, EPU'daki artışların Kanada ve Birleşik Krallık'ta işsizliği daha güçlü ve kalıcı biçimde etkilediğini; EPU'daki azalışların ise Fransa, Almanya, İtalya, Japonya ve ABD'de daha belirgin etkiler ürettiğini göstermektedir. QNARDL sonuçları ayrıca, EPU-işsizlik ilişkisinin işsizlik düzeyine bağlı olarak değiştiğini ve özellikle yüksek işsizlik rejimlerinde belirsizlik şoklarına duyarlılığın arttığını ortaya koymaktadır. Çalışma, belirsizlik dönemlerinde işgücü piyasası tepkilerinin ülke ve rejim özelliklerine göre farklılaştığını vurgulayarak, politika tasarımında hedefe yönelik müdahalelerin önemine işaret etmektedir.

Türkiye özelinde yapılan çalışmalarda, Güney ve arkadaşları (2024), küresel ve bölgesel politika belirsizliklerinin işsizlik üzerindeki etkilerinin kaynağına göre farklılaştığını tespit etmiştir. Çalışmada, ABD kaynaklı belirsizliklerin faiz oranları ve enflasyonu sermaye kanalı üzerinden etkilediği; Avrupa Birliği ve Almanya kaynaklı belirsizliklerin ise sanayi üretimi ve işsizlik üzerinde ticaret kanalı aracılığıyla daha belirgin etkiler yarattığı vurgulanmıştır. Ayrıca, işsizliğin küresel faktörlerden ziyade yerel ve bölgesel dinamiklere daha duyarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

2.3. Ekonomik Politika Belirsizliği ve Enflasyon Beklentileri

Ekonomik politika belirsizliği ile enflasyon beklentileri arasındaki ilişki, belirsizliğin fiyatlama davranışları üzerindeki dolaylı etkilerini anlamak açısından önemli bir yere sahiptir. PiloIU ve Istrefi (2013), yapısal VAR analizine dayanan çalışmalarında, politika belirsizliği şoklarının hem kısa hem de uzun vadeli enflasyon beklentilerini anlamlı biçimde etkilediğini ve özellikle ekonomik daralma dönemlerinde uzun vadeli beklentilerin yükseldiğini göstermiştir.

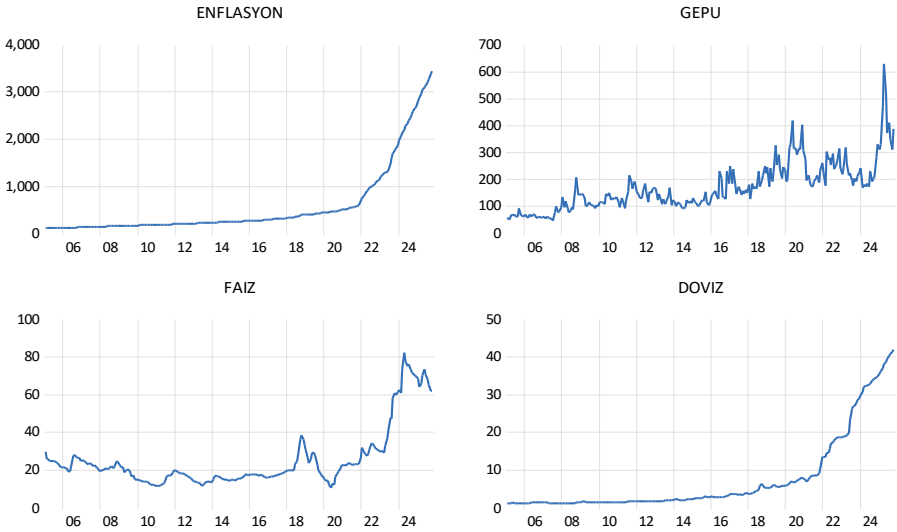
Binder (2016) ise, ekonomik ve parasal politika belirsizliğinin enflasyon belirsizliği üzerindeki etkilerini incelemiş ve politika belirsizliğinin özellikle kısa vadeli enflasyon belirsizliği ile güçlü bir ilişki içinde olduğunu ortaya koymuştur. Bu sonuçlar, politika belirsizliğinin enflasyon beklentileri üzerinden fiyat istikrarını dolaylı olarak etkileyebileceğini göstermektedir.

Mevcut literatür, küresel ve ulusal düzeydeki ekonomi politika belirsizliğinin enflasyon, işsizlik ve enflasyon beklentileri üzerinde hem doğrudan hem de dolaylı etkiler yarattığını ortaya koymaktadır. Bulgular, belirsizliğin özellikle yatırım, finansal piyasalar ve beklentiler kanalları aracılığıyla makroekonomik göstergeleri şekillendirdiğini göstermektedir. Bu çerçevede, politika belirsizliğinin azaltılmasına yönelik stratejilerin fiyat istikrarı ve istihdam hedefleri açısından kritik bir öneme sahip olduğu değerlendirilmektedir.

3. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada, Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi (GEPU), Türkiye tüketici fiyat endeksi artış oranı (Enflasyon), İhtiyaç kredilerine uygulanan faiz oranları ve USD döviz kuru kullanılmıştır. GEPU endeksine ait veriler Policy Uncertainty web sitesinden alınırken, enflasyon, faiz ve döviz kuru verileri ise TCMB EVDS'den alınmıştır. Çalışmada kullanılan veriler Ocak 2005- Ekim 2025 dönemlerini kapsamaktadır ve aylık verilerden oluşmaktadır.

Şekil 1: Değişkenlere ait grafikler



Şekil 1 incelendiğinde, özellikle enflasyon ve döviz kuru değişkenlerinin benzer bir seyir gösterdiği, GEPU ve faiz değişkenlerinin de birbirine yakın bir hareket sergilediği gözlemlenmektedir. Bu görseller, bahsi geçen değişkenler arasında istatistiksel ilişkinin detaylı bir şekilde incelenmesi gerektiğini düşündürmektedir.

3.1. Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Zaman serisi analizlerinde güvenilir ve tutarlı sonuçlar elde etmenin ön koşulu, serilerin temel durağanlık özelliklerinin doğru bir şekilde belirlenmesidir. Geleneksel birim kök testleri (Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) gibi) yaygın olarak kullanılmakla birlikte, bu testler serideki olası yapısal kırılmaları analize dahil etme yeteneğinden yoksundur. Makroekonomik zaman serileri ise, ekonomik krizler, politika rejim değişiklikleri veya küresel şoklar gibi dışsal nedenlerle sıklıkla yapısal değişimler içermektedir. Bu tür kırılmaların ihmal edilmesi, serinin gerçekte durağan olmasına rağmen birim kök hipotezinin reddedilememesi (yanlış kabul edilmesi) gibi ciddi metodolojik hatalara yol açabilir.

Bu kısıtlamayı aşmak amacıyla, çalışmada Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı birim kök testi kullanılacaktır. Bu yöntem, serideki tek bir yapısal kırılma noktasını verinin kendisinden (içsel olarak) belirleyebilme yeteneğine sahiptir ve böylece durağanlık sınavasını daha sağlam ve güvenilir kılar. Zivot-Andrews testi, serinin düzeyinde veya trendinde bir kırılma olabileceği varsayımına dayanır.

Literatürdeki ampirik çalışmalar, yapısal kırılmaların dikkate alınmasının gerekliliğini açıkça desteklemektedir. Örneğin, Türkiye ekonomisine odaklanan çalışmalarda, geleneksel birim kök testlerinin durağanlık bulgusuna ulaşmadığı serilerin, Zivot-Andrews testi ile trend-durağan olduğunun tespit edildiği görülmüştür. Yavuz (2006), Türkiye’de gayri safi yurtiçi hasıla ve turizm değişkenlerinin durağanlık analizinde, klasik ADF testinin aksine Zivot-Andrews testinin daha gerçekçi ve anlamlı sonuçlar ürettiğini belirtmiştir. Benzer şekilde, Genç ve Aksoy (2020), faiz oranı paritesinin geçerliliğini araştırdıkları çalışmalarında, yapısal kırılmaları göz ardı eden standart testlerin (ADF, PP, KPSS) ve Engle-Granger eşbütünleşme yönteminin aksine, Zivot-Andrews gibi yapısal kırılmalı modellerin analiz sonuçlarını önemli ölçüde değiştirebildiğini göstermiştir.

Bu bulgular ışığında, analiz dönemimizdeki Türkiye makroekonomik değişkenlerinin (Enflasyon, GEPU, Faiz Oranı ve Döviz Kuru) durağanlık özelliklerinin doğru tespiti ve metodolojik geçerliliğin sağlanması için Zivot-Andrews (1992) yapısal kırılmalı birim kök testinin kullanılması daha makul olarak değerlendirilmektedir.

Zivot-Andrews (ZA) testi, serideki yapısal değişimin zamanlamasını dışsal bir bilgiye dayanarak belirlemek yerine, tüm olası kırılma tarihlerini sistematik olarak tarar ve t-istatistiğini minimum yapan, yani birim kök hipotezini en çok destekleyen (en az durağanlık sağlayan) noktayı kırılma tarihi olarak seçer. Bu içsel belirleme mekanizması, testin gücünü artırır.

ZA testi, yapısal kırılmanın serideki etkisine göre üç farklı model formülasyonu sunar:

Model A (Düzeyde Kırılma): Sadece serinin düzeyinde (intercept) kalıcı bir değişim olduğunu varsayar.

$$Y_t = \mu + \Psi_t + \Psi y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \Psi_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (1)$$

Model B (Eğilimde Kırılma): Sadece serinin eğiminde (trend) kalıcı bir değişim olduğunu varsayar.

$$Y_t = \mu + \beta_t + \Psi y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \Psi_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

Model C (Düzey ve Eğilimde Kırılma): Hem düzeyde hem de eğilimde kalıcı bir değişim olduğunu varsayar. Bu model, genellikle en kapsamlı yaklaşım olarak tercih edilir.

$$Y_t = \mu + \beta_t + \Psi y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \Psi_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

Denklem 1, 2 ve 3'te yer alan ifadelerden Y_t analiz edilen zaman serisini, t zaman trendini, λ kırılma noktasının serinin toplam gözlem sayısına oranını ($\lambda = T_B/T$, T_B kırılma zamanı ve λ (0.15, 0.85) aralığında taranır), $DU_t(\lambda)$ düzeydeki kırılmayı gösteren kukla değişkeni ($t > T_B$ için 1, aksi takdirde 0), $DT(\lambda)$ eğilimdeki kırılmayı gösteren kukla değişkeni ($t > TB$ için $t - T_B$, aksi takdirde 0) ve e_t ise hata terimini temsil etmektedir. ZA testi, kırılma noktasını (T_B) ve buna karşılık gelen λ değerini, α katsayısının t-istatistiğini minimum yapan zaman noktası olarak belirler (Zivot-Andrews, 1992).

Tablo 1: Değişkenlerin düzey değerleri için uygulanan Z-A birim kök testi sonuçları

	Sabit			Trend			Sabit & Trend		
Enflasyon	2.6170 (09/2022)			-3.9030 (06/2021)			-3.8667 (02/2021)		
GEPÜ	-4.6637 (02/2013)			-4.3921 (05/2015)			-4.6666 (08/2022)		
Döviz	-1.8512 (11/2021)			-3.6715 (10/2020)			-3.2495 (05/2020)		
Faiz	-3.4256 (05/2022)			-3.5402 (05/2020)			-3.8705 (07/2019)		
	%1	%5	%10	%1	%5	%10	%1	%5	%10
Kritik Değerler	-5.34	-4.93	-4.58	-4.80	-4.42	-4.11	-5.57	-5.08	-4.82

H_0 : Seride yapısal kırılma olsa bile, birim kök mevcuttur (Seri durağan değildir).

H_1 : Seri, yapısal kırılma noktasında eğilimde veya düzeyde değişim göstererek durağan hale gelmiştir (Seri durağandır).

Değişkenlerin düzey değerleri için uygulanan Z-A birim kök testi sonuçlarının sunulduğu tablo 1 incelendiğinde, elde edilen t istatistik değerlerinin tablonun altında yer alan kritik değerlerden küçük olması halinde serilerin yapısal kırılma altında durağan olmadığı hipotezi reddedilebilir. Enflasyon, döviz ve faiz değişkenlerine ait t istatistik değerleri tüm kritik değerlerden yüksek olduğu için, GEPU değişkeni ise sabit ve trendli modelde %10 anlamlılık düzeyinde durağan çıkarken, her ikisinin birlikte incelendiği modelde ise durağan çıkmamaktadır. Bu sonuçlar kesin hüküm vermek için yeterli görülmediği için GEPU değişkeni de birim kök içermektedir şeklinde yorumlanmıştır.

Tablo 2: Değişkenlerin birinci farkları için uygulanan Z-A birim kök testi sonuçları

	Sabit			Trend			Sabit &Trend		
Enflasyon	-6.3779 (12/2021)			-6.6286 (06/2020)			-7.7711 (12/2021)		
GEPU	-9.2441 (12/2020)			-9.2535 (08/2022)			-9.6228 (12/2020)		
Döviz	-8.3917 (10/2020)			-6.9776 (03/2019)			-8.4299 (10/2021)		
Faiz	-7.7449 (06/2020)			-7.4926 (09/2009)			-7.9262 (05/2022)		
	%1	%5	%10	%1	%5	%10	%1	%5	%10
Kritik Değerler	-5.34	-4.93	-4.58	-4.80	-4.42	-4.11	-5.57	-5.08	-4.82

H_0 : Seride yapısal kırılma olsa bile, birim kök mevcuttur (Seri durağan değildir).

H_1 : Seri, yapısal kırılma noktasında eğilimde veya düzeyde değişim göstererek durağan hale gelmiştir (Seri durağandır).

Değişkenlerin birinci farkları için gerçekleştirilen birim kök sınaması sonuçları incelendiğinde ise, tüm değişkenlerin t istatistik değerlerinin tüm kritik değerlerden küçük olduğu ve bu nedenle boş hipotezin reddedilerek serilerin yapısal kırılma altında durağan olduğu yönündeki alternatif hipotez kabul edilir. Yani, serilerin tamamı birinci farklarında durağan bulunmuştur.

3.2. Gregory-Hansen Eşbütünleşme Analizi

Eşbütünleşme analizleri, durağan olmayan iki ya da daha fazla zaman serisi arasında uzun dönemli denge ilişkisinin bulunup bulunmadığını sınamak için kullanılan temel araçlardır. Literatürde yaygın biçimde kullanılan Johansen ile Engle-Granger yaklaşımları, çoğunlukla serilerin üretim sürecinde parametrelerin zaman içinde sabit kaldığı ve dolayısıyla

yapısal bir kırılmanın bulunmadığı varsayımına dayanır. Ne var ki makroekonomik seriler; krizler, rejim değişimleri, politika dönüşümleri veya dış şoklar nedeniyle sıklıkla yapısal kırılmalar içerebilir. Bu tür kırılmaların göz ardı edilmesi, uzun dönem ilişkisinin yanlış değerlendirilmesine ve eşbütünleşmenin ya hatalı biçimde reddedilmesine ya da gerçekte yokken varmış gibi tespit edilmesine yol açabilir.

Gregory–Hansen eşbütünleşme testi, bu sorunu gidermeye yönelik olarak, serilerde tek bir yapısal kırılmanın varlığını eşbütünleşme çerçevesine dâhil eder. Test, kırılma tarihini dışarıdan dayatmak yerine içsel olarak belirler; ardından bu kırılmanın sabit terimde ve/veya eğim katsayılarında bir değişime karşılık gelip gelmediğini dikkate alarak uzun dönem eşbütünleşme ilişkisini sınar. Böylece, klasik testlerin sabit parametre varsayımı altında kaçırabileceği yapısal değişimler modele yansıtılmış olur; özellikle belirsizliğin, rejim dönüşümlerinin veya olağanüstü şokların yoğunlaştığı dönemlerde analizlerin daha sağlam bir zeminde yürütülmesine katkı sağlar.

Türkiye bağlamında reel efektif döviz kuru ile enflasyon arasındaki uzun dönem ilişkisi ele alan bir çalışmada, söz konusu ilişkinin Gregory–Hansen yapısal kırılmalı eşbütünleşme testiyle incelendiği ve sonuçların değişkenler arasında uzun dönemli bir bağa işaret ettiği rapor edilmiştir (Şahin, 2018). Benzer biçimde, faiz oranı paritesinin geçerliliğini değerlendiren bir başka çalışma, yapısal kırılmaları dikkate alan Gregory–Hansen yaklaşımının klasik modellere kıyasla daha gerçekçi çıkarımlar üretebildiğini ve kırılmaların ihmal edilmemesi gerektiğini vurgulamaktadır (Aksoy ve Genç, 2020). Bu bulgular, özellikle politika rejimlerinin değişebildiği ve şokların sıklaştığı ekonomilerde, eşbütünleşme analizlerinde kırılma olasılığını yöntemsel olarak dikkate almanın önemini desteklemektedir.

Gregory ve Bruce E. Hansen (1996) tarafından geliştirilen ve yapısal kırılmayı içsel olarak tespit eden eşbütünleşme analizi, serileri üç farklı modelle incelemektedir. Bunlar, denklem 4’te yer alan sabitte kırılma (C), denklem 5’te yer alan sabit ve trendde kırılma (C/T) ve son olarak denklem 6’da yer alan rejim değişimidir (C/S). Burada uygulanmaya çalışılan şey, alternatif hipotez altında rejim ve trendde değişime izin vermektir.

$$\gamma_{1t} = \sigma_1 + \sigma_2 \omega_{\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + e_t \quad t=1,2,3,\dots,n \quad (4)$$

$$\gamma_{1t} = \sigma_1 + \sigma_2 \omega_{\tau} + \beta t + \alpha_1^T y_{2t} + e_t \quad t=1,2,3,\dots,n \quad (5)$$

$$\gamma_{1t} = \sigma_1 + \sigma_2 \omega_{\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \omega_{\tau} + e_t \quad t=1,2,3,\dots,n \quad (6)$$

Denklem (4), (5) ve (6)’da yer alan parametreler şu şekilde yorumlanabilir: σ_1 kırılma öncesi döneme ait sabit terimi, σ_2 ise kırılma sonrasında sabit terimde meydana gelen düzey değişimini temsil etmektedir. Denklem (4) ve

(5)'te yer alan α^T ifadesi, açıklayıcı değişken(ler)e ilişkin eşbütünleşme katsayı vektörünü göstermektedir. Denklem (6)'da ise eşbütünleşme ilişkisinin rejim değişimi ile farklılaşmasına izin verilmekte; bu kapsamda α_1^T kırılma (rejim değişikliği) öncesindeki eşbütünleşme katsayı vektörünü, α_2^T ise kırılma sonrasında eşbütünleşme vektöründe ortaya çıkan değişimi ifade etmektedir. Ayrıca ϕ_π terimi, yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişkeni göstermektedir. Kukla değişkenin tanımlanmasında temel varsayım, örneklem büyüklüğü n olmak üzere kırılma zamanının $n\tau$ ile gösterilmesidir. Buna göre $\tau \leq [n\tau]$ iken kukla değişken 0 değerini almakta; $\tau > [n\tau]$ olduğunda ise 1 değerine geçmektedir. Bu modellerde kırılma zamanını belirleyen τ parametresi doğrudan gözlenemediğinden, bilinmeyen bir parametre olarak ele alınmakta ve içsel olarak tahmin edilmektedir. Uygulamada, olası τ değerleri için ilgili modeller en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilir; daha sonra eşbütünleşme ilişkisinin sınanmasında kullanılan test istatistiğinin (genellikle t-tipi istatistik) en küçük (en negatif) değeri aldığı tarih, yapısal kırılmanın gerçekleştiği nokta olarak seçilir. Elde edilen test istatistiği, Gregory ve Hansen (1996) tarafından raporlanan kritik değerlerle karşılaştırılır. Test istatistiğinin mutlak değeri kritik değerden büyük olduğunda, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki boş hipotez reddedilerek yapısal kırılma altında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilir (Gregory & Hansen, 1996).

Tablo 3: Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi

	Sabitte Kırılma			Trendde Kırılma			Rejim Değişimi		
T İstatistiği	-5.2832*			-6.9634			-5.5960		
Kırılma Tarihi	02/2017			12/2010			03/2014		
	%1	%5	%10	%1	%5	%10	%1	%5	%10
Kritik Değerler	-5.77	-5.28	-5.02	-6.05	-5.57	-5.33	-6.51	-6.00	-5.75

Ho: Yapısal kırılma altında seriler eşbütünleşik değildir.

Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini yapısal kırılma altında inceleyen Gregory-Hansen eşbütünleşme analizi sonuçlarının sunulduğu tablo 2 incelendiğinde, üç model için de elde edilen t istatistikleri kritik değerlerle kıyaslanmıştır. Sabitte kırılmanın incelendiği modelde %5 anlamlılık düzeyinde, trendde kırılmanın incelendiği modelde ise %1 anlamlılık düzeyinde yapısal kırılma altında serilerin eşbütünleşik olduğu kabul edilmektedir. Rejim değişiminin incelendiği modelde ise eşbütünleşme ilişkisi tespit edilememiştir.

Not: * %1 anlamlılık düzeyini, ** %5 anlamlılık düzeyini, *** %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

3.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi

Toda-Yamamoto yaklaşımı, serilerin bütünleşme dereceleri ve olası eşbütünleşme yapısı konusunda ön-testlere aşırı bağımlılığı azaltarak nedensellik analizini düzey değerler üzerinden yürütür. Yöntemde önce uygun VAR gecikmesi k seçilir ve sistemdeki değişkenlerin en yüksek bütünleşme derecesi d_{max} belirlenir. Ardından model, gecikme sayısı $k+d_{max}$ olacak şekilde genişletilmiş VAR olarak tahmin edilir:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^k A_i y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} A_j y_{t-j} + e_t$$

burada y_t değişkenler vektörünü, c sabit terimler vektörünü, A_i katsayı matrislerini ve e_t hata terimleri vektörünü göstermektedir. TY prosedüründe nedensellik sınaması, eklenen d_{max} gecikmeler üzerinden değil, yalnızca ilk k gecikmeye ait katsayılar üzerinden yapılır. Örneğin x 'in y 'nin nedeni olup olmadığını test etmek için y denklemi içinde x 'in ilk k gecikmesine ait katsayıların birlikte sıfıra eşitliği şu şekilde sınanır:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

Bu hipotez, genişletilmiş VAR modelinden elde edilen katsayılar kullanılarak Wald testi ile değerlendirilir. H_0 'ın reddedilmesi, x 'in y 'yi (Toda-Yamamoto çerçevesinde) Granger anlamında nedensellediği şeklinde yorumlanır (Toda & Yamamoto, 1995).

Çalışmada kullanılan değişkenlerle oluşturulan VAR modelinde AIC bilgi kriterine göre uygun gecikme sayısı 2 olarak belirlenmiştir. Zivot-Andrews birim kök testinde ise serilerin birinci farkında durağan oldukları tespit edilmiştir. Bu durumdan hareketle serilerin bütünleşme derecesi 1 ve gecikme sayısı 2 olduğu için 3 gecikmeli var modeli oluşturulmuştur. Ardından da Toda-Yamamoto nedensellik analizi için katsayılar Wald testi uygulanmıştır. Elde edilen katsayılar uygun gecikme sayısına göre manuel olarak ki-kare dağılımına göre yeniden hesaplanmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4: Toda-Yamamoto Nedensellik analizi

Etkileyen	Etkilenen	t-istatistiği	Prob.
GEPÜ	Enflasyon	20.9188	0.0000
Döviz	Enflasyon	208.0483	0,0000
Faiz	Enflasyon	5.3261	0,0697
Enflasyon	GEPÜ	1.5302	0.4653
Döviz	GEPÜ	1.3428	0.5110
Faiz	GEPÜ	4.4776	0.1065
Enflasyon	Döviz	30.7325	0.0000
GEPÜ	Döviz	4.7444	0.0933
Faiz	Döviz	6.9779	0.0305
Enflasyon	Faiz	1.5014	0.4720
GEPÜ	Faiz	8.0439	0.0179
Döviz	Faiz	21.0394	0.0000

Tablo 3'te raporlanan Toda-Yamamoto (TY) nedensellik sonuçları, Wald (χ^2) istatistiği ve olasılık değerlerine (p-değerleri) dayanarak değerlendirildiğinde, değişkenler arasında asimetrik ve çok kanallı bir etkileşim yapısına işaret etmektedir. Enflasyon denklemi açısından bulgular oldukça belirgindir. GEPÜ → enflasyon yönünde nedensellik güçlü biçimde desteklenmektedir ($\chi^2=20.9188$; $p=0.0000$). Benzer şekilde döviz kuru → enflasyon ilişkisi de çok yüksek istatistiksel anlamlılığa sahiptir ($\chi^2=208.0483$; $p=0.0000$). Buna karşılık faiz → enflasyon yönündeki ilişki daha zayıf olup yalnızca %10 anlamlılık düzeyinde sınırda bir kanıt sunmaktadır ($\chi^2=5.3261$; $p=0.0697$). Bu desen, enflasyon dinamiklerinde kur kanalının baskın, küresel belirsizliğin ise hem doğrudan hem de dolaylı biçimde etkili olabileceği bir çerçeveye uyumludur. GEPÜ'nün belirleyicileri incelendiğinde, enflasyon, döviz kuru ve faizin GEPÜ'yu açıkladığına ilişkin istatistiksel kanıt bulunmamaktadır (enflasyon → GEPÜ: $p=0.4653$; döviz → GEPÜ: $p=0.5110$; faiz → GEPÜ: $p=0.1065$). Bu sonuç, GEPÜ'nün Türkiye'deki makro değişkenlerden ziyade dışsal/küresel faktörlerce şekillenen bir belirsizlik göstergesi olarak davrandığını düşündürmektedir. Döviz kuru denklemi bakımından iki yönlü bir etkileşim dikkat çekmektedir. Enflasyon → döviz yönünde güçlü bir nedensellik vardır ($\chi^2=30.7325$; $p=0.0000$). Ayrıca faiz → döviz etkisi %5 düzeyinde anlamlıdır ($\chi^2=6.9779$; $p=0.0305$). GEPÜ → döviz ilişkisi ise %10 düzeyinde sınırda anlamlıdır ($\chi^2=4.7444$; $p=0.0933$). Bu yapı, döviz kurunun hem içsel fiyat dinamiklerinden (enflasyon) hem de finansal koşullardan (faiz) etkilendiğini; küresel belirsizliğin de kur üzerinde

dönemsel/duyarlı bir kanal oluşturabildiğini ima etmektedir. Faiz denklemi açısından ise enflasyondan faize doğru bir nedensellik tespit edilmemiştir (enflasyon $\rightarrow$ faiz: $p=0.4720$). Buna karşılık GEPU $\rightarrow$ faiz yönünde %5 düzeyinde anlamlı bir nedensellik vardır ($\chi^2=8.0439$; $p=0.0179$). Ayrıca döviz $\rightarrow$ faiz ilişkisi çok güçlüdür ($\chi^2=21.0394$; $p=0.0000$). Buna ek olarak, faiz ile döviz arasında karşılıklı nedensellik görünmektedir: faiz $\rightarrow$ döviz ($p=0.0305$) ve döviz $\rightarrow$ faiz ($p=0.0000$). Bu karşılıklılık, finansal istikrar ve kur oynaklığının para politikası tepkilerini tetikleyebildiği; para politikası duruşunun da kur dinamikleri üzerinde geri besleme yaratabildiği bir mekanizmaya işaret eder.

4. Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışma, Türkiye’de Küresel Ekonomi Politik Belirsizliği (GEPU) ile enflasyon arasındaki ilişkiyi, faiz oranı ve döviz kuru kanallarını da içeren bütünsel bir çerçevede incelemiştir. 2005:01–2025:10 dönemine ait aylık veriler kullanılarak gerçekleştirilen analizler, belirsizlik–enflasyon ilişkisinin hem uzun dönemli yapısal bağlara hem de kısa dönemli nedensel etkileşimlere sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

Zivot–Andrews birim kök testi sonuçları, incelenen tüm değişkenlerin yapısal kırılmalar altında birinci farklarında durağan olduğunu göstermiş; bu bulgu, Türkiye ekonomisinin analiz döneminde yoğun biçimde rejim değişimleri ve dışsal şoklara maruz kaldığına işaret etmektedir. Gregory–Hansen eşbütünleşme testi sonuçları ise, sabitte ve trendde kırılma modellerinde GEPU, enflasyon, faiz oranı ve döviz kuru arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunduğunu ortaya koymuştur. Bu bulgu, politika belirsizliğinin Türkiye’de enflasyon dinamiklerinden bağımsız ele alınamayacağını göstermekte ve literatürde belirsizliğin makroekonomik dengeyi kalıcı biçimde etkileyebildiğine dair bulgularla örtüşmektedir (Baker et al., 2016; Beckmann & Czudaj, 2025).

Toda–Yamamoto nedensellik analizi, çalışmanın temel katkısını oluşturan kısa dönem etkileşim kanallarını daha net biçimde ortaya koymaktadır. Bulgular, GEPU’dan enflasyona doğru güçlü ve tek yönlü bir nedensellik olduğunu göstermektedir. Bu sonuç, Japonya (Athari vd., 2021), Çin ve ABD (Şakalak & Şimşek, 2021) ve G7 ülkeleri (Kadooğlu & Münyas, 2024) için rapor edilen politika belirsizliği–enflasyon bağlantılarıyla tutarlıdır. Türkiye özelinde ise bu bulgu, belirsizlik şoklarının yalnızca beklentiler üzerinden değil, doğrudan fiyatlama davranışları üzerinde de etkili olduğunu düşündürmektedir.

Analiz ayrıca döviz kurunun enflasyon üzerindeki baskın rolünü teyit etmektedir. Döviz kurundan enflasyona doğru tespit edilen güçlü nedensellik, küresel belirsizlik dönemlerinde risk iştahındaki düşüş ve sermaye akımlarındaki zayıflama yoluyla maliyet enflasyonunun hızlanabildiğini göstermektedir. Bu sonuç, Türkiye üzerine yapılan kur geçişkenliği ve belirsizlik çalışmalarıyla uyumludur (Soysal vd., 2023; Güney vd., 2024). Faiz oranından enflasyona doğru ilişkinin ise daha zayıf ve sınırda anlamlı olması, para politikası aktarımının belirsizlik koşullarında gecikmeli veya dolaylı işlediğine işaret etmektedir.

GEPU'nun belirleyicileri incelendiğinde, enflasyon, faiz ve döviz kurundan GEPU'ya doğru anlamlı bir nedensellik tespit edilmemiştir. Bu durum, küresel ekonomi politik belirsizliğinin Türkiye içi makro değişkenlerden ziyade dışsal ve küresel faktörlerce şekillendiğini göstermekte; literatürde GEPU'nun “dışsal şok göstergesi” olarak ele alınmasını desteklemektedir (Bloom, 2009; Leduc & Liu, 2016).

Genel olarak bulgular, Türkiye’de enflasyon dinamiklerinin küresel belirsizlik, döviz kuru ve finansal koşulların etkileşimi içinde şekillendiğini; belirsizliğin yalnızca geçici bir şok değil, makroekonomik dengeyi etkileyen yapısal bir unsur olduğunu ortaya koymaktadır.

Elde edilen bulgular, politika yapıcılar açısından önemli çıkarımlar sunmaktadır. İlk olarak, küresel politika belirsizliği dönemlerinde enflasyonla mücadele stratejilerinin yalnızca geleneksel faiz kanalı üzerinden yürütülmesi yeterli görünmemektedir. Özellikle kur istikrarını destekleyici önlemler, belirsizlik şoklarının maliyet enflasyonu üzerindeki etkisini sınırlamak açısından kritik öneme sahiptir.

İkinci olarak, belirsizlik–enflasyon ilişkisinin beklentiler kanalıyla güçlenebildiği dikkate alındığında, para politikasında iletişim, öngörülebilirlik ve kurumsal kredibilite ön plana çıkmaktadır. Merkez bankasının tutarlı ve şeffaf bir politika çerçevesi sunması, belirsizlik şoklarının enflasyon beklentilerine yansımaları sınırlandırabilir (Istrefi & Piloju, 2013).

Üçüncü olarak, GEPU'nun faiz oranları üzerinde nedensel etkisinin bulunması, küresel belirsizlik artışlarının para politikası duruşunu dolaylı olarak zorladığını göstermektedir. Bu bağlamda, makro ihtiyati politikaların ve finansal istikrar araçlarının, belirsizlik dönemlerinde para politikasını tamamlayıcı biçimde kullanılması önem taşımaktadır.

Bu çalışmanın bazı kısıtları bulunmaktadır. Öncelikle, analiz tek bir küresel belirsizlik göstergesi (GEPU) ile sınırlıdır. Gelecek çalışmalar, ticaret politikası belirsizliği veya ülke-bazlı EPU endekslerini ayrı ayrı ele alarak

sonuçların karşılaştırılmasını sağlayabilir. İkinci olarak, çalışmada doğrusal nedensellik çerçevesi benimsenmiştir; oysa literatür, belirsizlik etkilerinin rejime ve döneme bağlı olarak asimetrik olabileceğini göstermektedir (Nusair & Olson, 2025). Bu nedenle, kantil temelli veya doğrusal olmayan modeller gelecekteki araştırmalar için önemli bir genişleme alanı sunmaktadır.

Son olarak, işgücü piyasası ve büyüme kanallarının modele doğrudan dâhil edilmemesi, belirsizliğin makroekonomik etkilerinin tam kapsamlı değerlendirilmesini sınırlandırmaktadır. Bu değişkenlerin bütünselik bir sistem içinde ele alınması, politika bileşiminin daha net biçimde tartışılmasına katkı sağlayacaktır.

Kaynakça

- Atgür, M. (2021). Enflasyon ve enflasyon belirsizliği ilişkisinin Türkiye ekonomisi açısından analizi. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 46, <https://doi.org/10.30794/pausbed.779618>
- Athari, S. A., Kirikkaleli, D., Yousaf, I., & Ali, S. (2022). Time and frequency co-movement between economic policy uncertainty and inflation: Evidence from Japan. *Journal of Public Affairs*, 22, e2779.
- Aytaç, D., & Saraç, T. B. (2022). Economic policy uncertainty, interest rates and inflation: Evidence from selected Latin American emerging markets. *Journal of Emerging Economies and Policy*, 7(2), 578–590.
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636.
- Beckmann, J., & Czudaj, R. L. (2025). Uncertainty shocks and inflation: The role of credibility and expectation anchoring. *Journal of International Money and Finance*, 160, 103472.
- Binder, C.. (2016). Economic Policy Uncertainty and Household Inflation Uncertainty . 00000. <https://doi.org/www.econbiz.de/Record/economic-policy-uncertainty-and-household-inflation-uncertainty-binder-carola/10012990743>
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623–685.
- Doğru, B.. (2013). Farklı para politikası rejimlerinde enflasyon belirsizliği ve enflasyon ilişkisi. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*. <https://doi.org/search.trdizin.gov.tr/tr/yayin/detay/154295/farkli-para-politikasi-rejimlerinde-enflasyon-belirsizligi-ve-enflasyon-iliskisi>
- Ekinci, A., & Genç, M. C. (2018). Inflation and Inflation Uncertainty in Turkey: Evidence From Egarch Modeling. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 475-486. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.451734>
- Erer, D.. (2023). Enflasyon ve Enflasyon Belirsizliği Arasındaki Zamanla Değişen İlişkinin Analizi: Türkiye Örneği. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 24(1), <https://doi.org/10.31671/doujournal.1179508>
- Genç, A., & Aksoy, B. (2020). Faiz Oranı Paritesi Geçerliliğinin Test Edilmesi: Kırılgan Beşli Ülkeler Üzerine Ampirik bir Uygulama. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 22(4), 1521-1546.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, (70), 99-126.
- Güney, T., Alakbarov, F., & Albeni, M. (2024). İşgücü piyasalarında küresel ve bölgesel ekonomi politika belirsizliklerinin yayılma etkisi: Türkiye örneği. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 11(3), 1–17.

- Policy Uncertainty (2025), https://www.policyuncertainty.com/global_monthly.html
- Istrefi, K., & PiloIU, A. (2013). *Economic policy uncertainty, trust and inflation expectations* (CESifo Working Paper No. 4294). Center for Economic Studies and ifo Institute (CESifo).
- Kadooğlu Aydın, G., & Münyas, T. (2024). Küresel Ekonomi Politika Belirsizliğinin G7 Ülkeleri Enflasyon Davranışları Üzerindeki Etkisi ve Nedenliliği. *Beykoz Akademi Dergisi*, 12(2), 1-31. <https://doi.org/10.14514/beykozad.1322239>
- Karabulut, K., & Daştan, M.. (2022). Küresel ekonomik politika belirsizliklerinin makroekonomik aktivite üzerindeki etkileri: Türkiye örneği. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*. 36(1), <https://doi.org/dergi-park.org.tr/pub/atauniibd/issue/68337/1022564>
- Konya, S. (2023). Enflasyon, İşsizlik ve Ekonomik Büyüme: Türkiye için Bölgesel Bir Araştırma. *Nişantaşı Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11 (Özel Sayı), 87-111.
- Leduc, S., & Liu, Z. (2016). The uncertainty channel of the recession. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1839–1879.
- Leduc, S., & Liu, Z. (2016). Uncertainty shocks are aggregate demand shocks. *Journal of Monetary Economics*, 82, 20–35.
- Mishra, A. (2024). Do economic policy uncertainty have ramifications on inflation and stock market performance? Evidence from global framework. *Studies in Business and Economics*, 19(3), 172–190.
- Nusair, S. A., & Olson, D. (2025). The Asymmetric Effects of Economic Policy Uncertainty Changes on Unemployment in the G7 Countries, *Open Economies Review*, 1-52.
- PiloIU, A., & Istrefi, K.. (2014). Economic Policy Uncertainty and Inflation Expectations. . Working papers. <https://doi.org/www.econbiz.de/Record/economic-policy-uncertainty-and-inflation-expectations-istrefi/10010937890>
- Soysal, İ. E., Gündüz, A., & Cengiz, R. (2023). Küresel ekonomik politika belirsizliği, para arzı, uluslararası petrol fiyatları ve enflasyon ilişkisi: Türkiye örneği. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 23(3), 665–680.
- Şahin, D. (2018). Türkiye’de Döviz Kuru ve Enflasyon Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(2), 391-408.
- Şakalak, A., & Şimşek, T. (2021). Trade policy uncertainty and inflation nexus in China and USA: bootsrapt rolling window approach. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari bilimler dergisi*, 22(2), 103-122.
- Usta, C., & Şimşek, T. (2022). A Panel Cointegration Test with A Fourier Function on Economic Policy Uncertainty Index and Unemployment Rates

- in G-7 Countries. *Journal of International Management Educational and Economics Perspectives*, 10(2), 130-138. <https://doi.org/dergipark.org.tr/tr/pub/jimeep/issue/74507/1175204>
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Yavuz, N. Ç. (2006). Türkiye’de turizm gelirlerinin ekonomik büyümeye etkisinin testi: Yapısal kırılma ve nedensellik analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(2), 162-171.
- Zaria, Y. B., & Tuyon, J. (2023). Relationship between unemployment and policy uncertainty in Nigeria: ARDL evidence from 1990 to 2020. *International Journal of Social Economics*, 50(6), 800-820.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.