

Ekonomik ve Politik Belirsizliklerin Makroekonomik Değişkenlere Etkisi: Türkiye Örneği

Yeşim SARI¹

Özet

Bu çalışmada genelde belirsizliklerin özelde ise ekonomik ve politik (EP) belirsizliklerin, Türkiye ekonomisinin büyüme, enflasyon ve işsizlik şeklindeki temel makroekonomik değişkenleri üzerindeki etkilerinin ampirik olarak incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla çalışmada, yurtdışı EP belirsizliklerin Türkiye'nin büyüme, enflasyon, işsizlik değişkenleri üzerindeki etkileri, SVAR-1 ve SVAR-2 şeklinde tanımlanan iki farklı modelle 1998:Q1-2023:Q4 dönemi için ekonometrik olarak incelenmiştir. Çalışmanın sonucunda, EP belirsizliklerin Türkiye'nin büyüme ve işsizlik değişkenleri üzerinde olumsuz etkiler meydana getirdiği, enflasyon üzerinde ise pozitif veya negatif herhangi bir etki yaratmadığı diğer bir deyişle, EP'nin büyümeyi azalttığı, işsizliği artırdığı, enflasyonda ise istatistikî açıdan anlamsız etkinin varlığı tespit edilmiştir. Bu sonuçlar EP belirsizliklerin Türkiye'nin temel makroekonomik değişkenleri için dışsal bir şok unsuru olduğunu göstermekte ve para-maliye politikası tasarımlarında bu şokların etkilerine daha fazla önem verilmesinin gerekliliğine işaret etmektedir.

Anahtar kelimeler: Belirsizlik, Büyüme, İşsizlik, Enflasyon, EP Belirsizlik Şokları, SVAR Modeli.

Jel Kodu: C13, F41, O47

The Impact of Economic and Political Uncertainties on Macroeconomic Variables: The Example of Türkiye

Abstract

This study aims to empirically examine the effects of uncertainties in general and economic and political (EP) uncertainties in particular on the basic macroeconomic variables of the Turkish economy, namely growth, inflation, and unemployment. For this purpose, the effects of foreign EP uncertainties on Türkiye's growth, inflation, and unemployment variables were examined econometrically for the period 1998:Q1-2023:Q4 with two different models defined as SVAR-1 and SVAR-2. As a result of the study, it was determined that EP uncertainties had negative effects on Türkiye's growth and unemployment variables, but did not have any positive or negative effects on inflation; in other words, EP reduced growth, increased unemployment, and had a statistically insignificant effect on inflation. These results show that EP uncertainties are an exogenous shock element for Türkiye's main macroeconomic variables and point out the need to give more importance to the effects of these shocks in monetary and fiscal policy designs.

Keywords: Uncertainty, Growth, Unemployment, Inflation, EP Uncertainty Shocks, SVAR Model.

Jel Codes: C13, F41, O47

ATIF ÖNERİSİ (APA): Sari, Y. (2025). Ekonomik ve Politik Belirsizliklerin Makroekonomik Değişkenlere Etkisi: Türkiye Örneği. *İzmir İktisat Dergisi*. 40(4). 1067-1089. Doi: 10.24988/ije. 1599503

¹ Doktora, Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat, Yakutiye / Erzurum, Türkiye.

EMAIL: yesim.sari21@ogr.atauni.edu.tr **ORCID:** 0009-0000-1318-1144

1. GİRİŞ

İktisadi açıdan ele alındığında belirsizlik kavramı, ekonomik karar birimlerinin tüketim, tasarruf ve yatırım gibi hususlarda kararlar alırken doğal şartlar altında, gelecekte meydana gelebilecek olasılıkları bilemedikleri durumları ifade etmektedir. Dolayısıyla belirsizliklerin karar biriminin gelecekte hangi neticenin gerçekleşeceğine ilişkin beklentilerinin değişmesinde önemli bir rol oynadığı düşünülmektedir (Güler, 2005: 3-4).

Bu kapsamda iktisadi düşünceler tarihinin gelişim süreci içerisinde belirsizlik kavramı iktisat okulları tarafından en genel haliyle dört farklı açıdan ele alınmaktadır. Bu yaklaşımlarda başta Frank Hyneman Knight, John Maynard Keynes, Fraser Muth, Robert Emerson Lucas, Milton Friedman ve Leonard Jimmie Savage gibi diğer çoğu iktisatçı belirsizlik kavramını genel olarak ölçülebilen ve ölçülemeyen olarak tanımlamaktadırlar. Belirsizlik kavramının ilişkilendirildiği olasılık ve belirsizlik kavramlarını ise olasılık bilginin veya inancın bir özelliği ya da bilginin nesnesi şeklinde ayrıştırarak ifade etmektedirler (Lawson, 1988: 48). Ayrıca 1950'li yıllardan itibaren matematiksel modellerin iktisat biliminde yoğun bir şekilde kullanılmasıyla birlikte belirsizliklerin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini belirlemek üzere bir çok teorik ve ampirik düzeyde çalışma yapılmaya başlamaktadır. William C. Brainard (1967) Arthur M. Okun (1971) Robert J. Gordon (1971), Richard Hartman (1972), Avinash K. Dixit ve Robert S. Pindyck (1994), M. Friedman (1977), Laurance Ball (1992), Benjamin Klein (1975) gibi iktisatçılar tarafından yapılan öncü çalışmalar da belirsizliklerin yatırım, üretim, tüketim, tasarruf veya istihdam şeklindeki kanallar üzerinden ekonomilerin büyüme, enflasyon ve işsizlik oranlarını olumsuz etkileyeceğini belirtmektedirler. Ayrıca Brainard (1967) çalışmasında belirsizliklerin, örneğin fiyatlardaki oynaklığa bağlı olarak öngörülemez ve mutlak bir biçimde ölçülemez nitelikte olduğunu belirtmektedir (Brainard, 1997: 411-412). Bu bakımdan, mutlak ölçülemez nitelikte olan belirsizliğin varlığından söz edebilmek için esasen belirsizliklerin ölçülebilir olması gerektiği anlaşılmaktadır.

İktisatçıların belirsizlik kavramını teorilerine dahil etme biçimlerine bağlı olarak belirsizliklerin ölçülmesi ve reel ekonomi üzerindeki makroekonomik etkilerini araştırmaya yönelik çalışmalar da çoğalmaktadır. Ekonomiler de konjonktüre karşı belirleyici olması beklenen EP belirsizliklerin, Türkiye ekonomisinin büyüme, enflasyon ve işsizlik şeklindeki temel makroekonomik değişkenleri üzerindeki etkilerinin araştırılması da önem arz etmektedir.

Bu çalışmada, hem küresel hem de ABD (Amerika Birleşik Devletleri) için hesaplanan EP belirsizliklerin gelişmekte olan bir ekonomi konumundaki Türkiye'nin temel makroekonomik değişkenleri üzerinde meydana getirdiği yansıma etkilerinin ekonometrik yöntemlerle tespit edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla çalışmada, yurtdışı EP belirsizlik şoklarının Türkiye'nin büyüme, enflasyon, işsizlik değişkenleri üzerindeki etkileri, zaman serisi analizi kapsamında SVAR (Yapısal Vektör Otoregresyon) modeliyle 1998:Q1-2023:Q4 dönemi için ekonometrik olarak incelenmiştir. Küresel ve ABD'deki ekonomik ve politik gelişmelerden kaynaklı belirsizliklerin Türkiye ekonomisinin makroekonomik görünümüne olan muhtemel etkilerini konu edinen çalışmanın, kullandığı haber bazlı EP belirsizlik göstergeleri, büyüme, işsizlik ve enflasyon şeklindeki temel makroekonomik değişkenlere odaklanması ve ekonometrik yöntemleri açısından sınırlı sayıda çalışmanın bulunduğu ulusal literatüre katkı sunacağı ve açık makroekonomi politikalarının tasarımına destek olabileceği değerlendirilmektedir.

Girişi izleyen ikinci bölümde, belirsizliklerin temel makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerine yönelik teorik yaklaşımlar açıklanmakta ve ampirik literatür özetlenerek çalışmanın literatürdeki konumu belirtilmektedir. Üçüncü bölümde çalışmanın veri seti tanıtılmakta ve metodolojisi açıklanmaktadır. Dördüncü bölümde, çalışmanın bulguları raporlanıp açıklanmaktadır.

Çalışma ekonometrik modellere dayalı sonuçların tartışıldığı ve politika önerilerinin sunulduğu beşinci ve son bölümle birlikte tamamlanmaktadır.

2. BELİRSİZLİKLERİN MAKROEKONOMİK ETKİLERİ VE AMPİRİK LİTERATÜR

2.1. Teorik Çerçeve

Klasik iktisatta ekonominin tam istihdamda dengede olduğu temel varsayımı esasında 1929-1930 yılları arasında ortaya çıkan büyük buhran sonucunda baş gösteren işsizlikle birlikte ABD gibi diğer gelişmiş piyasa ekonomilerinde önemli bir sorun haline gelmektedir. Bu dönemde Klasik İktisatçıların görüşlerinin aksine Keynes'in eksik istihdam varsayımı ve özellikle belirsizlik kavramıyla ilgili çalışmaları teorik yazında devrim niteliği taşımaktadır. Genelde belirsizliklerin özelde ise EP belirsizliklerin büyüme, enflasyon ve işsizlik şeklindeki temel makroekonomik değişkenleri üzerindeki etkileri olumlu veya olumsuz olabilmektedir. Belirsizliğin ekonomi üzerindeki söz konusu bu etkileri ise risk primi, ihtiyati tasarruf, reel opsiyon gibi üç farklı mekanizmayla gerçekleşmektedir.

Bu kapsamda, hane halkları belirsizliklerin yüksek olduğu piyasa dönemlerinde gelecekteki gelir değişkenliğine bağlı olarak kısa vadede dayanıklı mal alımlarını erteleyebilmekte (Romer, 1990: 598) firmalar ise ekonominin yüksek belirsizlik dönemlerinde yatırımların gelecekte sağlayacağı reel getiriye dikkate alarak erken yatırım kararı verebilmektedirler (Bernanke, 1983: 85-94). Literatürde bu husus reel opsiyon etkisi olarak ifade edilmektedir. İhtiyati tasarruf etkisi ise karar birimlerinin örneğin ekonomide yüksek enflasyonun yaşandığı durumda gelecekteki fiyat ve gelir belirsizliklerine bağlı olarak ekonominin kötüye gittiği zamanlarda tüketim yapabilmek için ekonominin iyiye gittiği dönemlerde uzun vadede tasarruflarını artırmaları şeklinde ifade edilmektedir (Wachtel, 1977: 561). Dolayısıyla belirsizliklerin yatırımlarda olduğu gibi karar birimlerinin tüketim ve tasarruf kararlarında da bekle ve gör etkisi yaratabileceği anlaşılmaktadır (Masayuki, 2017: 2).

Ayrıca belirsizliklerin yüksek olduğu dönemlerde yatırımcılar finansal bir varlığı elde tutabilmek sebebiyle varlık fiyatlarında meydana gelebilecek değişikliğe bağlı olarak olası zarardan kaçınabilmek için ilave pirim talep edebilmektedirler. Bu husus borçlanma maliyetlerini artırdığından firmaların yatırımlarını ertelemesine sebep olabilmektedir. Bu husus ise literatürde risk primi etkisi olarak ifade edilmektedir. Bu bakımdan her üç etkinin de belirsizliklerin üretim, tüketim, tasarruf, istihdam gibi kanallar aracılığıyla büyüme üzerinde negatif, fiyatların yükselmesi ve istihdam azalışı şeklinde enflasyon ve işsizlik üzerinde ise pozitif etki yaratabileceğini göstermektedir (Bloom, 2009: 623-627).

2.2. Ampirik Literatür

Literatür incelendiğinde, belirsizliklerin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerinin ampirik çalışmalara konu edilmesinin, belirsizlikleri temsilen 1990'lı yıllardan itibaren çeşitli araştırmacılar tarafından peşi sıra geliştirilen ekonomik ve finansal volatilité bazlı, anket bazlı ve haber bazlı belirsizlik göstergelerinin hesaplanmasıyla birlikte başladığı görülmektedir. Bu göstergeler Volatilité Endeksi (Volatility Index-VIX), Ankete Dayalı Endeksler ve Habere Dayalı Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi (Economic Policy Index-EPU), Küresel Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi (Global Economic Policy Index-GEPU), Dünya Belirsizlik Endeksi (World Uncertainty Index-WUI) şeklinde sıralanabilmektedir. Bununla birlikte, belirsizlikler ekonomik ve finansal volatilité ve anket bazlı göstergelerle genellikle ekonomik boyutta incelenirken, haber bazlı göstergelerle ekonominin yanı sıra politik boyutları da gözeterek şekilde ele alınmaktadır.

Belirsizlik göstergelerinin hesaplanmasının ardından oluşmaya başlayan literatür incelendiğinde ise belirsizliklerin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini ampirik açıdan inceleyen çok sayıda çalışmanın yapıldığı görülmektedir. Bu çalışmalarda genellikle EPU, GEPU ve WUI şeklindeki

haber bazlı göstergelerle ölçülen belirsizliklerin, para, sermaye ve finansal piyasalara yönelik çeşitli makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri inceleme konusu yapılmaktadır. Bu kapsamındaki çalışmalarda Arbatli vd. (2017) Japonya’da EPU endeksiyle ölçülen EP belirsizliklerin yurtiçi yatırımlar üzerindeki etkilerini incelenmişlerdir. Arbatli vd. (2017) VAR modeline analizlerinin sonucunda, EPU endeksindeki artışların, yurtiçi yatırımlar üzerinde negatif etkiler meydana getirdiğini tespit etmişlerdir. EPU endeksiyle ölçülen EP belirsizliklerin yurtiçi yatırımları azalttığı yönündeki bu sonuçlara, Akdağ (2020) tarafından gelişmiş ve gelişmekte olan 16 ülke ve Usta ve Mete (2022) tarafından ise 11 Avrupa Birliği Üyesi ülke için de ulaşılmıştır. Lovato (2013) çalışmasında ise ABD’de EPU endeksi üzerinden ölçülen EP belirsizliklerin faiz oranları üzerindeki etkilerini incelenmiş ve SVAR Modeline dayalı analizlerinin sonucunda, EPU endeksindeki artışların faiz oranlarını artırdığını tespit etmiştir. EP belirsizliklerin faiz oranlarını artırdığı yönünde bu sonuçlara, gelişmiş ve gelişmekte olan 18 ülkeyi kapsayan çalışmalarında Belke ve Osowski (2018) tarafından da ulaşılmıştır. Hayali (2021) ve Şit (2022) gelişmekte olan ülkeleri kapsayan çalışmalarında, WUI endeksi üzerinden ölçülen EP belirsizliklerin doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkilerini incelemişler ve belirsizliklerin yabancı sermaye girişlerini olumsuz yönde etkilediğini tespit etmişlerdir. Uche ve Effiom (2021) Nijerya’da WUI endeksi üzerinden ölçülen EP belirsizliklerin döviz kurları üzerindeki etkileri incelenmiştir. ARDL (Autoregressive Distributed Lag Model) modeline dayalı analizlerinin sonucunda, WUI endeksindeki artışların döviz kurları üzerinde negatif etkiler oluşturduklarını belirlemişlerdir. Tümtürk (2022) Türkiye’de GEPU endeksi üzerinden ölçülen EP belirsizliklerin döviz kurları üzerindeki etkileri incelenmiştir. Tümtürk (2022) çalışmasında, EGARCH (Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedastic) Modeline dayalı analizlerinin sonucunda, GEPU endeksindeki artışların döviz kurları üzerinde negatif etkiler meydana getirdiğini tespit etmişlerdir.

Bununla birlikte literatürdeki çalışmaların sınırlı bir bölümünde ise EPU, GEPU ve WUI şeklindeki haber bazlı göstergelerle ölçülen belirsizliklerin, bu çalışmada olduğu gibi büyüme, işsizlik ve enflasyon şeklindeki temel makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri inceleme konusu yapılmaktadır. Literatür incelendiğinde belirsizlik göstergelerinin büyüme, işsizlik ve enflasyon değişkenleri üzerindeki etkilerini ampirik açıdan araştıran öncü çalışmaların Baker vd. (2013-2015), Lovato (2013), Kang ve Ratti (2013) tarafından yapıldığı görülmektedir.

Baker vd., (2013-2015) çalışmalarında ABD EPU endeksi üzerinden ölçülen EP belirsizliklerin ekonomik büyüme, istihdam ve yatırım şeklindeki makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri, zaman serisi analizi ve 1985:Q1-2010:Q4 dönemine ait çeyreklik verilerle incelenmiştir. Baker vd., (2013-2015) VAR (Vektör Autoregression) Modeline dayalı analizlerinin sonucunda, EPU endeksindeki artışların, yatırım, istihdam ve ekonomik büyümedeki eş zamanlı azalışlarla ilişkili olduğu ve EP belirsizliklerin yatırım, istihdam ve büyüme üzerinde negatif etkiler meydana getirdiği sonucuna ulaşmışlardır. Lovato (2013) çalışmasında, ABD’de EPU endeksi üzerinden ölçülen EP belirsizliklerin enflasyon, faiz ve ekonomik büyüme şeklindeki makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri, zaman serisi analizi ve 1985:Q1-2008:Q2 dönemine ait çeyreklik verilerle incelenmiştir. Lovato (2013) SVAR Modeline dayalı analizlerinin sonucunda, EPU endeksindeki artışların, karar birimlerinin tüketim ve tasarruf beklentilerini yönlendirdiğini ve enflasyon üzerinde pozitif ve ekonomik büyüme üzerinde negatif etkiler meydana getirdiğini tespit etmişlerdir. ABD’yi konu edinen bir diğer çalışmada ise Kang ve Ratti (2013), EPU endeksi üzerinden ölçülen EP belirsizliklerin, enflasyon üzerindeki etkilerini SVAR modeliyle incelemişlerdir. 1985:M1-2011:M12 dönemini kapsayan çalışmalarının sonucunda Kang ve Ratti (2013), EP belirsizliklerin petrol fiyatlarındaki oynaklıkları artırarak enflasyon üzerinde beklentileri etkilemeyecek düzeyde pozitif etkiler meydana getirdiğini belirlemişlerdir. Bu kapsamındaki çalışmaların çoğunda Baker vd. (2013-2015), Lovato (2013) ve Kang ve Ratti (2013) çalışmalarında olduğu gibi EP belirsizliklerin ABD’nin temel makroekonomik değişkenleri

üzerindeki etkilerini araştıran diğer çalışmaların Alexopoulos ve Cohen (2015), Ferrara vd., (2016), Stockhammar vd. (2017), Yalçınkaya vd. (2021) şeklinde olduğu görülmektedir.

EP belirsizliklerin Türkiye'nin temel makroekonomik değişkenleri üzerindeki etkilerini araştıran çalışmalar ise Şahinöz ve Coşar (2018) ve Varlık (2023) çalışmalarıyla sınırlı kalmaktadır. Literatür incelendiğinde, EP belirsizliklerin ABD dışında Fransa, Almanya, İtalya, İngiltere, Hong Kong, Japonya, Portekiz, Çin gibi ülkelerin temel makroekonomik değişkenleri üzerindeki etkilerini panel veri analizi kapsamındaki çalışmaların Usta ve Şimşek (2022), Rice vd. (2018) olduğu, zaman serileri analizi kapsamındaki çalışmaların ise Netsunajev ve Glass (2016), Manteu ve Serra (2017), Cizmesija vd. (2017), Junntila ve Vataja (2018), Luk vd. (2018), , Fontaine vd. (2018), Liu vd. (2019), Athari vd. (2021) olduğu görülmektedir .

Literatür bir bütün olarak değerlendirildiğinde, EPU, GEPÜ ve WUI şeklinde haber bazlı belirsizlik endekslerinin geliştirilmesinin ardından EP belirsizliklerin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini konu edinen çok sayıda çalışmanın yapıldığı ve bu çalışmaların son yıllarda önemli bir gelişim gösterdiği görülmektedir. Bu kapsamdaki çalışmaların ağırlıklı bir bölümünde EP belirsizliklerin, büyüme başta olmak üzere yurtiçi yatırım, yabancı yatırım, faiz oranı, döviz kuru şeklindeki çeşitli makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri inceleme konusu yapılmaktadır. Bu çalışmaların daha sınırlı bir bölümünde ise EP belirsizliklerin büyüme, enflasyon ve işsizlik şeklindeki temel makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri incelenmektedir. ABD başta olmak üzere gelişmiş ve gelişmekte olan farklı ülkeleri kapsayan bu çalışmalarda, EPU endeksi üzerinden ölçülen EP belirsizliklerin temel makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri VAR tipi (SVAR, STVAR, BVAR gibi) modellerle incelenmiştir. EP belirsizliklerin temel makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini, Türkiye özelinde inceleyen sadece iki çalışmanın Şahinöz ve Coşar (2018) ve Varlık (2023) bulunduğu tespit edilmiştir.

Literatür taramasının ardından, bu çalışma sınırlı sayıda çalışmanın bulunduğu ulusal literatürü odağına almış ve gelişmekte olan bir ülke konumundaki Türkiye'de EP belirsizliklerin büyüme, işsizlik ve enflasyon şeklindeki temel makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini SVAR modeliyle incelemeyi amaçlamıştır. Bu yönüyle çalışmanın, EP belirsizlikleri temsilen EPU ve GEPÜ şeklindeki ABD ve küresel gelişmelerden kaynaklı haber bazlı belirsizlik endekslerini kullanması, Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülkeyi kapsaması ve EP belirsizliklerin temel makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini SVAR modeliyle incelemesi bakımından ulusal literatüre ve Baker vd., (2013-2015) çalışmalarının ardından son yıllarda önemli bir gelişim gösteren uluslararası literatüre katkı sağlayacağı değerlendirilmektedir.

3. VERİ VE EKONOMETRİK MODELLEME

3.1. Veri Grubu ve Modellerin Tanımlanması

Çalışmanın alt bölümünde, EP gelişmelerden kaynaklı belirsizliklerin, 1998:Q1-2023:Q4 döneminde Türkiye'nin temel makroekonomik değişkenleri üzerindeki etkilerini belirlemek üzere tahmin edilecek modeller ile veri seti tanımlanmaktadır. Örneklem döneminin 1998Q1'den başlamasında, ilgili veri tabanından (IMF-IFS) temin edilen GSYH verilerine ait değerlerin bu dönem aralığında kesintisiz olarak temin edilebilmesi etkili olmuştur.¹ Bu kapsamda, Tablo 1'de çalışmanın kaynakları ve değişkenleri tanımlanmaktadır.

¹ Çalışmanın ekonometrik analizlerinde kullanılan değişkenlere ait verilerin IMF-IFS veri tabanından alınmasında, enflasyon değişkenine ait verilerin TCMB (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası), TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu), gibi ulusal veri tabanlarında 2003q1'den itibaren mevcut olması etkili olmuştur.

Tablo 1: Değişkenlerin Tanımlanması

Kısaltma	Tanımlama	Açıklama	Veri Kaynağı
EPU	Ekonomik ve Politik Belirsizlikler-1	ABD Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi	Ekonomik Politika Belirsizliği Veri Tabanı-2024. (Economic Policy Uncertainty Index Database-2024- https://www.policyuncertainty.com).
GEPU	Ekonomik Politik Belirsizlikler-2	Küresel Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi	
GDP	Ekonomik Büyüme	Reel Gayrisafi Yurtiçi Hâsıla (Türk Lirası)	Uluslararası Para Fonu, Uluslararası Finansal İstatistikler-2024. (International Monetary Fund-International Financial Statistics-IFS-2024).
CPI	Enflasyon	Tüketici Fiyat Endeksi (2010=100)	
UN	İşsizlik	İşsizlik Oranı (%)	

Tablo 1'deki değişkenlerin türetilmesinde ve analizlerin gerçekleştirilmesine ilişkin izlenen süreç aşağıdaki gibi açıklanabilmektedir. Ekonomik büyümeyi (GDP), Enflasyonu (CPI), İşsizliği (UN) temsilen kullanılan değişkenlerin 1998:Q1-2023:Q4 dönemindeki değerlerine ait veriler IMF-IFS veri tabanından derlenmiştir. IMF-IFS veri tabanından GDP değişkenine ait veriler zincir hacim yöntemiyle hesaplanan reel değerler, CPI değişkenine ait veriler Tüketici Fiyat Endeksinin 2010=100 genel değerleri ve UN değişkenine ait veriler 15+üzeri yaştaki aktif nüfus üzerinden hesaplanan değerler olarak alınmıştır.

ABD için aylık bazda hesaplanan haber bazlı EPU endeksi, ülkenin belirli gazetelerindeki aylık olarak yayınlanan makalelerdeki belirsizlik, politika ve ekonomi kapsamındaki kelimelerin toplam sayısı alınarak hesaplanmaktadır. Hesaplanan değerlerin standart sapmalarının ağırlıklı ortalaması alınarak söz konusu gazetelerin her biri için ayrı ayrı aylık ortalama değerleri oluşturulmaktadır. Sonrasında gazetelerden elde edilen bu değerler, veri tabanı modifikasyonlarından kaynaklı olarak oluşabilecek olası sorunları ortadan kaldıracak amacıyla normalize edilerek söz konusu ülkenin aylık EPU değer endeksi elde edilmektedir (Baker vd., 2016: 1593-1636). Söz konusu bu çalışmada, ABD için aylık bazda hesaplanan EPU endeks değeri yazarlar tarafından üçer aylık (çeyrek yıllık) ortalamaları alınarak analizlerde kullanılmıştır.

GEPU endeksi ise 21 farklı ülke özelinde (Avustralya, Brezilya, Kanada, Şili, Çin, Kolombiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, Hindistan, İrlanda, İtalya, Japonya, Meksika, Hollanda, Rusya, Güney Kore, İspanya, İsveç, Birleşik Krallık (UK) ve ABD) aylık olarak oluşturulmaktadır. GEPU endeksi ölçümü, 1997 yılından 2015 yılına kadar panel kesit ve regresyona dayalı yöntem ile 21 ülke için hesaplanan her bir ulusal EPU endekslerinin GSYİH değerlerinin aylık ağırlıklı ortalaması olarak hesaplanmaktadır. Bu doğrultuda, küresel ekonominin ekonomik ve politik belirsizlik düzeyi de GEPU endeksi üzerinden ölçülmektedir (Davis, 2016: 1-13).

İlk olarak ABD için oluşturulan EPU endeksi, başta Avrupa ülkeleri (Almanya, Fransa, Avustralya vb.) olmak üzere gelişmiş ve yükselen (Hindistan, Şili vb.) çoğu ülke için hesaplanmakta ve uygulanmaktadır (Baker vd., 2016: 1604-1607). 1998:Q1-2023:Q4 dönemi kapsamında aylık olarak hesaplanan bu verilerin çeyreklik ortalamaları yazar tarafından hesaplanmıştır.

Tablo 1’de tanımlanan tüm değişkenlerin bir önceki yılın aynı çeyreğine göre büyüme hızı değerleri ekonometrik analizlerde kullanılmaktadır. Değişkenlerin önünde bulunan “G” sembolü bu durumu belirtmektedir. Modelde kullanılan değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 2’de gösterilmektedir.

Tablo 2: Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

Değişken	Ortalama	Medyan	Maksimum	Minimum	Std. Sapma	Skewness	Kurtosis	JB
EPU-G	9.9331	0.4065	151.2500	-61.6915	42.3276	0.9102	3.6112	15.9806 (0.000)
GEPUG	9.6626	2.9283	102.4702	-49.2152	34.2131	0.5667	2.6804	6.0109 (0.049)
GDP-G	4.5585	5.8972	22.3496	-14.5409	5.5405	-0.7816	4.7049	23.1881 (0.000)
CPI-G	24.5224	10.5230	99.2736	4.3442	24.6678	1.3303	3.4011	31.3759 (0.000)
UN-G	2.7873	3.0483	55.4927	-29.2631	16.1516	0.8670	3.9796	17.1912 (0.000)

Not: Parantez “()” içindeki değerler Jarque-Bera test istatistiklerinin olasılıklarını göstermektedir.

Tablo 2’deki sonuçlar incelendiğinde, analizlerde 1998:Q1-2023:Q4 dönemine ait zaman serisi verileri kullanılan bütün değişkenlerin, minimum, maksimum değerler, ortalama ve ortanca değerler ile ortalamadan uzaklıkları belirten standart sapma değerleri açısından farklı özellikler sergiledikleri görülmektedir. Bu kapsamda, Tablo 2 incelendiğinde, ortalama ve medyan değerleri açısından en yüksek değerlerin CPI-G değişkenine ve en küçük değerlerin ise UN-G değişkenine ait olduğu görülmektedir. Bu durum, örnekleme döneminde ortalama olarak en yüksek ve en düşük değerlere sahip olan değişkenlerin sırasıyla enflasyon ve işsizlik oranı olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan Tablo 2’deki sonuçlar minimum, maksimum ve standart sapma değerleri açısından incelendiğinde ise EPU ve GEPUG değişkenlerindeki oynaklığın daha yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum önsel olarak örneklem dönemi boyunca EPU ve GEPUG değişkenlerindeki oynaklığın beklenildiği gibi makroekonomik değişkenlere kıyasla daha yüksek olduğunu ortaya koymaktadır. Son olarak Tablo 2’deki sonuçlar skewness (çarpıklık), kurtosis (basıklık) ve Jarque-Bera (normallik) test istatistikleri açısından incelendiğinde, analizlerde kullanılan tüm değişkenlerin çarpıklık açısından (0), basıklık açısından (3) olan optimal değerlerden farklı oldukları ve örneklem döneminde normal bir dağılım sergilemedikleri görülmektedir.

3.2 SVAR Modeli ve Analiz Süreci

Sharipo ve Watson (1988) ve Sims (1986) tarafından geliştirilen Yapısal Vektör Otoregresyon Modeli (Yalçınkaya, 2019: 63), ekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin teorik çerçevede ele alındığı (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 533) ve değişkenler üzerine konulan kısa ve uzun dönemli kısıtlarla dışsal şokların uzantısı olan parametrelerin yapısal olarak belirlendiği bir ekonometrik yöntem olmaktadır (Fry ve Pagan, 2011: 938).

Bu kapsamda, EP gelişmelerden kaynaklı belirsizliklerin, 1998:Q1-2023:Q4 döneminde Türkiye’nin temel makroekonomik değişkenleri üzerindeki etkilerinin analiz edildiği bu çalışmada kurulan iki ayrı model sırasıyla (1) nolu denklem ve (2) nolu denklemle gösterilmektedir.

$$\text{Model 1: } Z_t = A_0 + C_1 LZ_t + C_2 L^2 Z_t + C_3 L^3 Z_t + C_4 L^4 Z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{Model 2: } Z_t = A_0 + C_1 LZ_t + C_2 L^2 Z_t + C_3 L^3 Z_t + C_4 L^4 Z_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Birinci modelde EPU-G, GDP-G, CPI-G ve UN-G şeklinde dört içsel değişken olmak üzere toplam dört değişkeni temsil eden Z_t zaman serisinde, (A_0) sabit terim vektörünü, $(C_1 LZ_t)$ L gecikme

işlemcisinde EPU-G değişkeninin 1. dereceden tanımlanan polinomunu, $(C_2L^2Z_t)$ L gecikme işlemcisinde GDP-G değişkeninin 2. dereceden tanımlanan polinomunu, $(C_3L^3Z_t)$ L gecikme işlemcisinde CPI-G değişkeninin 3. dereceden tanımlanan polinomunu ve $C_4L^4Z_t$ ise UN-G değişkeninin 4. dereceden tanımlanan polinomunu temsil etmektedir. (ε_t) ise her bir değişken için $(\varepsilon_t^{EPU-G}, \varepsilon_t^{GDP-G}, \varepsilon_t^{CPI-G}, \varepsilon_t^{UN-G})$ şeklindeki) hata terimlerinin (4×1) boyutlu vektörünü göstermektedir. GEPU-G, GDP-G, CPI-G ve UN-G değişkenlerini temsil eden ikinci modeldeki terimlerde aynı şekilde yorumlanmaktadır. Dolayısıyla (1) ve (2) nolu denklemler L gecikme işlemcisinde (4×4) boyutlu 4. dereceden matris polinomunu belirtmektedirler (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 131-133).

Bu kapsamda, EP belirsizliklerin büyüme, enflasyon, işsizlik göstergeleri üzerindeki etkilerinin tespiti için tahmin edilecek EPU-G, GDP-G, CPI-G ve UN-G değişkenlerini temsilen birinci SVAR-p modeli aşağıdaki (3) nolu denklemdeki şekilde en genel haliyle yeniden yazılabilmektedir. GEPU-G, GDP-G, CPI-G ve UN-G değişkenlerini temsilen ikinci SVAR-p modeli de benzer şekilde oluşturulmaktadır.

$$AZ_t = A_0 + C(L)Z_{t-1} + B\varepsilon_t \quad (3)$$

Denklemdeki terimlerden, (Z_t) içsel değişkenlerin (EPU-G, GDP-G, CPI-G ve UN-G şeklindeki) n değişken sayısı olmak üzere, $(n \times 1)$ boyutlu vektörünü, (Z_{t-1}) modeldeki gecikmeli içsel değişkenlerin $(n \times 1)$ boyutlu vektörünü belirtmektedir. Denklemde ε_t ise ortogonal (ilişkisiz) yapısal şokların $(n \times 1)$ boyutlu vektörünü göstermektedir. Denklemde $(n \times n)$ (A) kare matrisi modeldeki içsel değişkenlerin yapısal parametrelerini, A_0 sabit terimler vektörünü, $(n \times n)$ (B) kare matrisi değişkenlerin şoklara olan eş zamanlı tepkilerini, $(C(L))$ ise L gecikme işlemcisinde $(n \times n)$ boyutlu p . dereceden matris polinomunu, p ise modelde kullanılan gecikme döneminin sayısını belirtmektedir. (A^{-1}) ile (3) nolu denklem çarpıldıktan sonra standart formdaki model VAR (4) nolu denklem şeklinde yeniden yazılabilmektedir.

$$Z_t = v + D(L)Z_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

(3.4) nolu denklemde indirgenmiş form gecikme matrisleri $(Z_t = A^{-1}A)$, $(v = A^{-1}A_0)$, $(D(L) = A^{-1}C(L))$ şeklinde elde edilmektedir. Yapısal form hata terimleri (ε_t) ve standart form hata terimleri (μ_t) arasındaki ilişki ise (5) nolu denklemle gösterilmektedir.

$$B\varepsilon_t = A\mu_t \quad (5)$$

(5) nolu denklemde indirgenmiş form hata terimleri $(\mu_t = A^{-1}B\varepsilon_t)$ şeklinde elde edilmektedir (Onafowora ve Owoye, 2019: 166-167). Dolayısıyla indirgenmiş formdaki her bir hata terimi $(\mu_t^{EPU-G}, \mu_t^{GDP-G}, \mu_t^{CPI-G}, \mu_t^{UN-G})$ şeklindeki) sıfır ortalamayla seri olarak birbiriyle ilişkisiz ve varyansı zamandan bağımsız olmaktadır. Σ matrisi ise indirgenmiş formdaki VAR modeli hata terimlerinin $(\mu_t^{EPU-G}, \mu_t^{GDP-G}, \mu_t^{CPI-G}, \mu_t^{UN-G})$ şeklindeki) varyans/kovaryans matrisini temsil etmektedir.

(σ^2) varyansı (variance) ve $(\sigma_{ij}, i.\text{satır}, i.\text{denemedeki}, j \text{ değişkenine ilişkin})$ kovaryansı (covariance) göstermek üzere indirgenmiş formdaki VAR modelinin tahmininden elde edilen hata terimlerinin $(\mu_t^{EPU-G}, \mu_t^{GDP-G}, \mu_t^{CPI-G}, \mu_t^{UN-G})$ şeklindeki) varyans/kovaryans matrisi (6) nolu eşitlikteki şekilde tanımlanmaktadır.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \sigma_{14} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{23} & \sigma_{24} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} & \sigma_{34} \\ \sigma_{41} & \sigma_{42} & \sigma_{43} & \sigma_4^2 \end{bmatrix} \quad (6)$$

(6) nolu denklemde birinci satır, birinci denemedeki EPU-G değişkenine ilişkin sonuçları, ikinci satır ikinci denemedeki GDP-G değişkenine ilişkin sonuçları, üçüncü satır üçüncü denemedeki CPI-G

değişkenine ilişkin sonuçları ve son olarak dördüncü satır ise dördüncü denemede UN-G değişkenine ilişkin sonuçları göstermektedir. Σ matrisinde $\sigma_{12} = \sigma_{21} = 0$ olduğunda modeldeki iki rassal şokun ($\mu_t^{EPU-G} \mu_t^{GDP-G}$ şeklindeki) $E(\mu_{1t} \mu_{2t}) = 0$ oldukları dolayısıyla hata terimlerinin korelasyonsuz, hata varyansının sabit ve μ_t^n temiz dizi özelliği varsayımlarına dayanarak (4) nolu denklemin doğrudan tahmin edilebileceği görülmektedir (Adıgüzel, 2012: 102).

Ancak değişkenler çoğu zaman benzer faktörlerden etkilendiklerinden, değişkenlerin hata terimleri arasında güçlü korelasyon söz konusu olmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 529). Σ matrisinin köşegen elemanlarının birim değer aldığı bilindiğinden ($Z_t = A^{-1}A = I$ birim matristir) modeldeki her bir değişkendeki şokların etkilerini tanımlayabilmek için rassal şokların ayrıştırılması gerekmektedir. Çoleski Ayrıştırması (Cholesky Decomposition) olarak adlandırılan bu sistemde bilinmeyen yapısal parametreler için (A ve B şeklindeki) $(n^2-n)/2$ adet kısıt konulması sağlanmaktadır (Enders vd., 1995: 101). Dolayısıyla bu çalışmada EPU-G, GDP-G, CPI-G ve UN-G şeklindeki dört değişken için toplamda altı kısıt $[(4^2-4)/2=6]$ gerektiği görülmektedir. Bu doğrultuda birinci değişken (EPU-G) kendi yapısal şokunu, ikinci değişken (GDP-G) kendi ve bir önceki değişkenin (EPU-G) yapısal şokunu, üçüncü değişken (CPI-G) kendi ve bir önceki iki değişkenin (EPU-G ve GDP-G) yapısal şokunu, dördüncü değişken (UN-G) ise kendinden önceki tüm değişkenlerin (EPU-G, GDP-G, CPI-G) yapısal şokunu içermektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 509).

Bu kapsamda, çalışmada EP gelişmelerden kaynaklı belirsizlikler ile Türkiye ekonomisinin büyüme, enflasyon, işsizlik şeklindeki makroekonomik değişkenleri arasındaki etkileşimleri saptamak üzere tahmin edilecek SVAR-p modeli için Çoleski ayrıştırması metodunda önerilen belirleme düzenine bağlı kalınmaktadır (Fry ve Pagan, 2011: 938-940). Dolayısıyla bu dizilimin belirlendiği Çoleski ayrıştırmasına göre bu çalışmada birinci SVAR-p modelindeki içsel değişkenler A matrisine; EPU-G, GDP-G, CPI-G ve UN-G sıralamasıyla dâhil edilmektedir (Onafowora ve Owoye, 2019: 167). Bu sıralamayla birinci SVAR-1 modelinin matris gösterimi (7) nolu eşitlikteki şekilde yazılmaktadır.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & 1 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t^{EPU-G} \\ \mu_t^{GDP-G} \\ \mu_t^{CPI-G} \\ \mu_t^{UN-G} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{EPU-G} \\ \varepsilon_t^{GDP-G} \\ \varepsilon_t^{CPI-G} \\ \varepsilon_t^{UN-G} \end{bmatrix} \quad (7)$$

(7) nolu eşitlikteki terimlerden, (α_n) A matrisindeki içsel değişkenlerin yapısal kısıtlamalarını, (μ_t^n) indirgenmiş formdaki VAR modeli hata terimlerini ve (ε_t^n) ise gözlenemeyen yapısal şokları belirtmektedir. Kısıtlar baz alınarak oluşturulan birinci denklem EPU-G değişkeninin diğer makroekonomik değişkenlerdeki şoklara tepki vermediğini göstermektedir. İkinci, üçüncü ve dördüncü denklemlerde ise GDP-G, CPI-G ve UN-G şeklindeki makroekonomik değişkenlerinin EPU-G değişkenindeki yapısal şoklardan eşzamanlı olarak etkilendikleri anlaşılmaktadır (Onafowora ve Owoye: 2019: 168). Ayrıca tahmin edilen SVAR-p modelinde A matrisindeki içsel değişkenlerin yapısal kısıtlamalarının (α_n) belirlenmesiyle birlikte, ekonomik ve politik gelişmelerden kaynaklı belirsizliklerle Türkiye ekonomisinin temel makroekonomik değişkenleri arasındaki etkileşimleri etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma analizleriyle saptanabilmektedir (Damane, 2018: 806-812).

4. BULGULAR

Çalışmanın bu bölümünde, ekonomik ve politik gelişmelerden kaynaklı belirsizliklerin, 1998:Q1-2023:Q4 döneminde Türkiye'nin temel makroekonomik değişkenleri üzerindeki etkilerini araştırmak üzere kurulan iki ayrı SVAR modeli kapsamında elde edilen bulgular tartışılmaktadır. İktisadi bir teorinin açıklanmasında sıklıkla başvuru yapılan ekonometrik yöntemlerden VAR ve/veya SVAR şeklindeki analizlerin ilk aşamasında modele dâhil edilen içsel değişkenlerin birim kök (unit root) sürecinde olup olmadıklarının kontrol edilmesi gerekmektedir.

Bu kapsamda, Türkiye ekonomisinin çeyreklik zaman serisi verilerinin kullanıldığı bu çalışmada, tahmin edilen SVAR modellerindeki değişkenlerin durağanlık durumu, ADF ile PP şeklindeki standart ve ZA şeklindeki yapısal kırılmalı birim kök testleriyle araştırılmakta ve sonuçları Tablo 3’de sunulmaktadır.

Tablo 3: Birim Kök Testi Sonuçları

CT	Test İstatistiği								
	ADF			PP			ZA		
Variables	[I(0)]	[I(1)]	L	[I(0)]	[I(1)]	L	[I(0)]	[I(1)]	L
EPU-G	-6.2816*		0	-6.2990*		4	-6.5755* [2007:Q4]	—	0
GEPUG	-4.2158*		0	-5.3420*		4	-5.6126* [2007:Q3]	—	2
GDP-G	-4.5006*		0	-4.4304*		5	-6.1100* [2006:Q3]	—	3
CPI-G	-0.9026	-4.4629*	0	-1.8452	-5.6750	5	-5.3409** [2020:Q1]	—	0
UN-G	-4.4774*		1	-4.1664*		4	-4.9445*** [2009:Q4]	—	1
Kritik Değerler	%1	-4.0543		-4.0543			-5.5761		
	%5	-3.4563		-3.4563			-5.0821		
	%10	-3.1539		-3.1539			-4.8211		

Not: Tablodaki “*”, “**” ve “***” işaretleri sırası bakımından %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerini göstermektedirler. “L” ise gecikme uzunluğunun Schwarz (SC) bilgi kriteriyle belirlendiğini göstermektedir. “[]” parantezindeki değerler ise değişkenlerdeki yapısal kırılma (değişim) tarihlerini göstermektedir. Ayrıca tablodaki [I(0)]: Seviye Değeri; [(1)]: Birinci Fark ve CT: Sabitli+Trendli Formunu belirtmektedirler.

Tablo 3 SVAR modellerinin tahmininde kullanılan EPU-G, GEPUG, GDP-G, CPI-G ve UN-G şeklindeki değişkenlerin seviye ve birinci fark değerleri için ADF, PP ve ZA birim kök testlerinin CT formundan elde edilen sonuçlarını göstermektedir. Bu doğrultuda standart ADF ve PP birim kök testlerine göre EPU-G, GEPUG, GDP-G ve UN-G değişkenlerinin yüzde bir anlamlılık düzeyine göre seviye değerinde durağan oldukları CPI-G değişkeninin ise tüm anlamlılık düzeylerinde ancak birinci farkında durağan olduğu görülmektedir. ZA tek kırılmalı birim kök testine göre ise tüm değişkenler (EPU-G, GEPUG, GDP-G, CPI-G ve UN-G şeklindeki) seviye değerinde durağan olmaktadır. Dolayısıyla her iki SVAR modelinin denklemleri boyunca farklı örneklemeler açısından yapısal kırılmalar gösterdiği anlaşılmaktadır. Tablo 3’e göre değişkenler için söz konusu kırılma zamanları arasında EPU-G 2007 yılının son çeyreği, GEPUG 2007 yılının üçüncü çeyreği, GDP-G 2006 yılının üçüncü çeyreği, CPI-G 2020 yılının ilk çeyreği ve son olarak UN-G ise 2009 yılının son çeyreği olarak belirlenmiştir. Kırılmadan şüphe duyulan söz konusu tarihlerin anlamlı bir yapısal kırılmayı içerip içermediklerini test etmek üzere değişkenlere uygulanan ZA tek kırılmalı birim kök analizinde tüm değişkenlerin Tablo 3’ deki test istatistiği değerleri, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyi değerleriyle karşılaştırıldığında CT formundaki kırılmaların anlamlı bir yapısal kırılmayı temsil ettikleri anlaşılmaktadır.

Çalışmada her iki SVAR modelleri için tanımlanan alternatif modeller arasında nihai bir modele ulaşmak için uygulamada en çok kabul gören *Schwartz Bilgi Kriteri* (SIC) ve *Akaike Bilgi Kriteri* (AIC) şeklindeki model seçim kriterlerinden minimum değere sahip olan SIC ile optimal gecikme uzunluğunun (1) olduğu belirlenmektedir. Optimal gecikme uzunluğunun 1 olarak belirlenmesinin ardından birinci SVAR-1 ve ikinci SVAR-2 modellerine ayrıca yapısal istikrarlılık testlerinin

uygulanması gerekmektedir. Bu doğrultuda, tahmin edilen birinci SVAR-1 ve ikinci SVAR-2 modellerindeki değişkenlerin normal bir dağılım gösterdiği, kalıntıları arasında otokorelasyonun olmadığı ve tüm değişkenlerde kalıntılar varyansının sabit olduğunun tespitine ilişkin SVAR modellerinin çarpan matris sonuçları ile sırasıyla LM, ESVAR (Jarque-Bera) ve WHT (Chi-Sq) test değerleri Tablo 4’de gösterilmektedir.

Tablo 4: SVAR-1 ve SVAR-2 Modelleri Çarpan Matrisi Sonuçları

	Katsayılar Matrisi	Katsayılar		STH
MODEL 1	α_{21}	0.012537		0.015845[0.4288]
	α_{31}	0.031929**		0.009869[0.0012]
	α_{41}	0.028335		0.026803[0.2904]
	α_{32}	0.146242**		0.061186[0.0168]
	α_{42}	0.067817		0.162654[0.6767]
	α_{43}	0.738165*		0.254962[0.0038]
	Tanısal Testler	LM	ESVAR(Jarque-Bera)	WHT(Chi-Sq)
		20.31393[0.2064]	16.31631[0.0003]	167.5295[0.3258]
MODEL 2	Katsayılar Matrisi	Katsayılar		STH
	(α_{21})	-0.012149		0.021318[0.5688]
	(α_{31})	0.026767**		0.013087[0.0408]
	(α_{41})	0.010630		0.035252[0.7630]
	(α_{32})	0.120583**		0.060394[0.0459]
	(α_{42})	0.026045		0.162533[0.8727]
	(α_{43})	0.636207**		0.260184[0.0145]
	Tanısal Testler	LM	ESVAR(Jarque-Bera)	WHT(Chi-Sq)
		20.97990[0.1793]	4.948155[0.0842]	171.9059[0.2461]

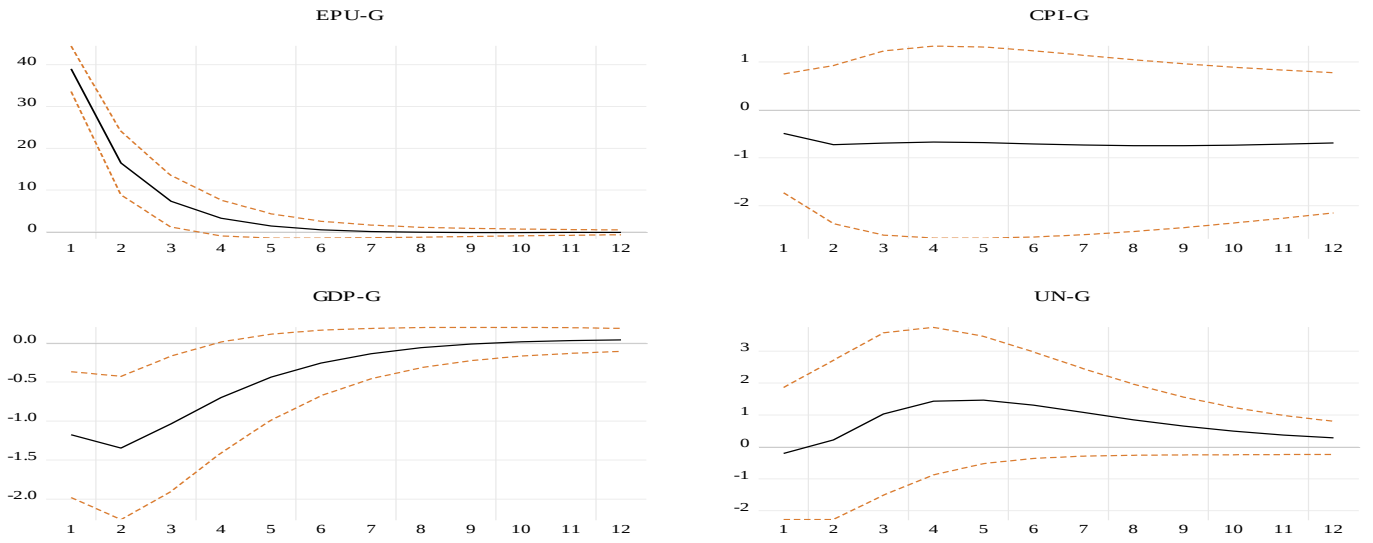
Not: “*” ve “**” işaretleri Z istatistik değerlerinin sırasıyla %1 ve %5 önem seviyesinde anlamlı olduğunu, “[]” parantezi içindeki değerler olasılıkları, STH. ise katsayılara ait merkezi değişim ölçüsü olan standart hataları ifade etmektedir.

Tablo-4 EP gelişmelerden kaynaklanan belirsizliklerin sırasıyla GDP-G, CPI-G ve UN-G şeklindeki göstergeler üzerindeki etkilerini göstermektedir. VAR tipi bir SVAR modelinde katsayıları yorumlamak oldukça güç olduğundan analizlerde amaç parametre tahmini yapmak değil değişkenlerin birbirlerinden nasıl etkilendiğini anlamaya çalışmak olmaktadır. Bu doğrultuda tahmin edilen birinci SVAR-1 ve ikinci SVAR-2 modellerinde çarpan matrisi katsayılarının işaretleri ve anlamlılık düzeyleri, EP gelişmelerden kaynaklı belirsizliklerin temel makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri hakkında ön bilgiler vermektedir. Bu açıdan Tablo 4’te ki SVAR-1 ve SVAR-2 modellerine ait sonuçlar incelendiğinde, EP gelişmelerden kaynaklanan belirsizliklerin CPI-G ve UN-G şeklindeki makroekonomik değişkenleri üzerindeki etkilerinin istatistiki bakımdan anlamlı olduğu buna karşılık GDP-G değişkeni üzerindeki etkilerinin ise istatistiki bakımından anlamsız olduğu görülmektedir. Bununla birlikte SVAR-1 ve SVAR-2 modellerindeki değişkenlerin kalıntıları arasında otokorelasyonun olmaması koşuluna LM test istatistiği olasılık değerinin 0.01’den büyük olması ve “p. gecikmede otokorelasyon yoktur” şeklindeki temel hipotezin kabul edilmesiyle ulaşılmaktadır. Otokorelasyon içermeyen her iki SVAR-1 ve SVAR-2 modellerinin istikrarlı olduğu ve durağanlık koşullarını sağladığı ise karakteristik köklerin mutlak değerce 1’den küçük ve birim çember içerisinde olmasından anlaşılmaktadır. Tablo-4’te SVAR modellerine ait Jarque-Bera test istatistiğinin olasılık değeri 0.01 anlamlılık düzeyinde küçük olduğundan modeldeki değişkenlerin kalıntılarının normal bir dağılım göstermediği tespit edilmektedir. Buna karşılık her iki SVAR-1 ve SVAR-2 modelinde de WHT (Chi-Sq) test istatistiğinin olasılık değeri 0.01

anamlılık düzeyinde büyük olduğundan modeldeki kalıntılar varyansının tüm değişkenler için sabit olduğu görülmektedir. Tüm bu bulgular, tahmin edilen birinci SVAR-1 ve ikinci SVAR-2 modellerinin normallik dışında tüm istikrarlılık koşullarını büyük ölçüde sağladığını ve yapısal anlamda bir sorun içermediğini göstermektedir. Dolayısıyla SVAR-1 ve SVAR-2 modellerinin istikrar koşullarını sağladığının belirlenmesinin ardından modele ait etki-tepki grafikleri ve varyans ayrıştırması elde edilebilmektedir.

Bu kapsamda, birinci modele ait etki-tepki fonksiyonlarının grafikleri Şekil 1’de ikinci modele ait etki-tepki fonksiyonlarının grafikleri ise Şekil 2’de sunulmakta ve açıklanmaktadır.

Şekil 1: Model 1 için Etki Tepki Fonksiyonları Grafikleri



Şekil 1 incelendiğinde, ilk üç dönemde EPU-G’nin şoklara verdiği tepki bir azalış trendi içerisinde pozitif ve istatistiki açıdan anlamlı olmaktadır. Dördüncü dönem ve sonraki iki dönemde ise EPU-G’nin şoklara verdiği tepkinin aynı şekilde azalan bir trendde pozitif fakat tepki eğrisi ile sıfır çizgisi güven aralığının içerisinde olduğundan değişkenin şoklara verdiği tepkinin anlamsız olduğu değerlendirilmektedir. Altıncı ve diğer dönemlerde ise EPU-G’nin sürecin uzamasına bağlı olarak şoklara tepki vermediğini ve istatistik sınamanın anlamsız olduğu belirlenmektedir. Bu sonuçlar, yapısal şokların yalnızca ilk üç dönemde EPU-G üzerinde anlamlı etkiler meydana getirdiğini göstermektedir.

Şekil-1’de GDP-G’nin birinci dönemdeki tepkisinin ilk olarak negatif olduğu ikinci döneme kadar ise bu negatif yönlü tepkinin durağan bir süreci takip ettiği görülmektedir. Negatif yönlü tepkilerin ikinci dönemden itibaren ve sekizinci döneme kadar azalan oranlarda azaldığı ve dokuzuncu dönemden itibaren ise etkisinin sönüğü anlaşılmaktadır. EPU-G yapısal şoklara GDP-G’nin verdiği tepki yalnızca ilk üç dönem istatistiki açıdan anlamlı görünmektedir. Bu sonuçlar EPU-G kaynaklı yapısal şoklarına GDP-G’nin yalnızca ilk üç dönemde anlamlı tepki verdiğini göstermektedir.

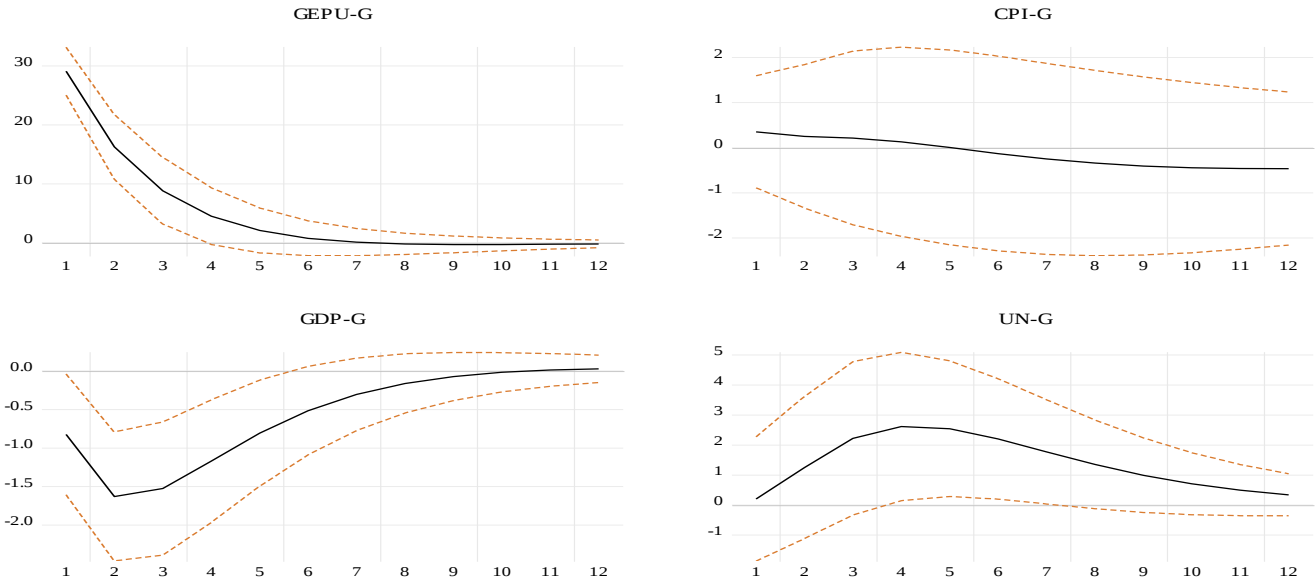
Şekil-1’de CPI-G’nin verdiği tepkinin ilk dönemden itibaren negatif olduğu ve etkilerinin tüm dönemler boyunca sürdüğü anlaşılmaktadır. EPU-G yapısal şoklarına CPI-G’nin anlamlı tepki verdiği herhangi bir dönemin bulunmadığı görülmektedir. Bu sonuçlar EPU-G kaynaklı yapısal şoklarına CPI-G’nin verdiği tepkinin tüm dönemler boyunca anlamsız olduğu tespit edilmektedir.

Şekil-1’de son olarak UN-G’nin ilk dönemdeki tepkisinin negatif ve bu tepkinin beşinci dönemde pozitive dönüştüğü görülmektedir. Bu son tepkinin ise derecesinin beşinci dönemden itibaren giderek kaybetme eğiliminde olduğu tespit edilmektedir. EPU-G yapısal şoklarına CPI-G’nin verdiği tepkiyle aynı şekilde UN-G’nin de tüm dönemler boyunca anlamlı tepki vermediği görülmektedir.

Bu kapsamda sonuçlar, Model 1’de EPU-G kaynaklı belirsizlik şoklarının Türkiye’nin sadece büyüme oranları üzerinde negatif etkisini ispatlamaktadır.

EP gelişmelerden kaynaklı yapısal şoklara Türkiye ekonomisinin temel makroekonomik değişkenlerinin verdikleri tepkileri araştıran ikinci modele ait etki-tepki fonksiyonlarının grafikleri Şekil-2’de gösterilmektedir.

Şekil 2: Model 2 için Etki Tepki Fonksiyonları Grafikleri



Şekil-2 incelendiğinde, ilk üç dönemde GEPU-G’nin şoklara verdiği tepki bir azalış trendi içerisinde pozitif ve istatistiki açıdan anlamlı olmaktadır. Dördüncü dönem ve sonrasındaki iki dönemde ise GEPU-G’nin şoklara verdiği tepkinin aynı şekilde azalan bir trendde pozitif fakat tepki eğrisi ile sıfır çizgisi güven aralığının içerisinde olduğundan değişkenin şoklara verdiği tepkinin anlamsız olduğu değerlendirilmektedir. Altıncı ve diğer dönemlerde ise GEPU-G’nin sürecin uzamasına bağlı olarak şoklara tepki vermediğini ve istatistik sınamanın anlamsız olduğu belirlenmektedir. Bu sonuçlar, yapısal şokların yalnızca ilk üç dönemde GEPU-G üzerinde anlamlı etkiler meydana getirdiğini göstermektedir.

Şekil-2’de GDP-G birinci dönemde ilk olarak negatif tepki göstermesine karşılık sonrasında tepkinin derecesinin ikinci döneme kadar durağanlaştığı görülmektedir. Negatif yönlü tepkilerin ikinci dönemden itibaren ve onuncu döneme kadar azalan oranlarda azaldığı ve dokuzuncu dönemden itibaren ise etkisinin söndüğü anlaşılmaktadır. GEPU-G yapısal şoklara GDP-G’nin verdiği tepki yalnızca ilk beş dönem istatistiki açıdan anlamlı olduğu görünmektedir. Bu sonuçlar GEPU-G kaynaklı yapısal şoklarına GDP-G’nin yalnızca ilk beş dönemde anlamlı tepki verdiğini göstermektedir.

Şekil-2’de CPI-G’nin verdiği tepkinin ilk dönemden itibaren pozitif olduğu ve etkilerinin tüm dönemler boyunca azalan şekilde sürdüğü görülmektedir. Beşinci dönemden itibaren ise tepkilerin negatife döndüğü anlaşılmaktadır. GEPU-G yapısal şoklarına CPI-G’nin anlamlı tepki verdiği herhangi bir dönemin bulunmadığı görülmektedir. Bu sonuçlarla GEPU-G kaynaklı yapısal şoklarına CPI-G’nin verdiği tepkinin tüm dönemler boyunca anlamsız olduğu tespit edilmektedir.

Şekil-2’de son olarak UN-G’nin tüm dönemler boyunca tepkisinin pozitif ve tepkinin derecesinin dördüncü dönemden itibaren giderek kaybetme eğiliminde olduğu tespit edilmektedir. GEPU-G yapısal şoklarına UN-G’nin verdiği tepkinin ise dördüncü, beşinci, altıncı ve yedinci dönemlerde

anlamli olduđu gör lmektedir. Bu sonu lar GEPU-G kaynaklı yapısal  oklarına UN-G'nin yalnızca d rd nc , be inci, altıncı ve yedinci d nemlerde anlamli tepki verdiđini g stermektedir. Bu kapsamda sonu lar, Model 2'de GEPU-G kaynaklı belirsizlik  oklarının T rkiye'nin b y me oranları  zerinde negatif ve i sizlik oranları  zerinde ise pozitif etkiler yarattıđını g stermektedir. Ayrıca her iki model EPU-G ve GEPU-G endekslerinin enflasyon  zerinde anlamli etki olu turmadıđını istatistiksel olarak ispatlamaktadır.

Zaman serileri analizinde bir deđi kenin cari d nemdeki deđeri a ıklanırken ba ka bir deđi kenin gecikmeli deđerleri bu deđi kenin a ıklanmasını sađlıyorsa deđi kenler arasında bir nedensellik ili kisinin olduđu bilinmektedir.

Bu  alı mada 1998:Q1-2023:Q4 d neminde T rkiye i in EPU-G, GEPU-G, GDP-G, CPI-G ve UN-G deđi kenleri arasındaki nedensellik ili kisi b t n deđi kenlerin i sel olarak kabul edildiđi iki ayrı model ve Granger yakla ımı ile analiz edilmektedir. Tablo 5'de birinci SVAR-1 modelinin, Tablo 6'de ise ikinci SVAR-2 modelinin Granger nedensellik testi bulguları sunulmaktadır.

Tablo 5: Birinci SVAR-1 Modeli i in Granger Nedensellik Testi Bulguları

H ₀ Hipotezleri	G�zlem Sayısı	F İstatistiđi	Olasılık
CPI-G, EPU-G'nin Granger nedeni deđildir.	103	0.07743	0.7814
EPU-G, CPI-G'nin Granger nedeni deđildir.	103	0.09096	0.7636
GDP-G, EPU-G'nin Granger nedeni deđildir.	103	0.07158	0.7896
EPU-G, GDP-G'nin Granger nedeni deđildir.	103	2.40145	0.1244
UN-G, EPU-G'nin Granger nedeni deđildir.	103	0.32347	0.5708
EPU-G, UN-G'nin Granger nedeni deđildir.	103	0.66508	0.4167

Tablo 5'de t m deđi kenlerin seviye deđerinde durađan ve 1 optimal gecikme uzunluđuunda birinci SVAR-1 modeli i in 1 gecikmeli Granger nedensellik test bulguları g r lmektedir. Uygulanan Granger nedensellik testinde standart F istatistiđi kullanılmaktadır. Bu kapsamda Tablo 5'e g re t m deđi kenlerde F istatistiđinin olasılık deđeri %1  nem d zeyinde 0.01'den b y k olduđuundan EPU-G ile GDP-G, CPI-G ve UN-G makroekonomik deđi kenleri arasında Granger nedensellik ili kisi yoktur temel hipotezi kabul edilmektedir.

Tablo 6: İkinci SVAR-2 Modeli i in Granger Nedensellik Testi Bulguları

H ₀ Hipotezleri	G�zlem Sayısı	F İstatistiđi	Olasılık
CPI-G, GEPU-G'nin Granger nedeni deđildir.	103	9.0E-05	0.9925
GEPU-G, CPI-G'nin Granger nedeni deđildir.	103	0.00173	0.9669
GDP-G, GEPU-G'nin Granger nedeni deđildir.	103	0.24869	0.6191
GEPU-G, GDP-G'nin Granger nedeni deđildir.	103	10.0386	0.0020*
UN-G, GEPU-G'nun Granger nedeni deđildir.	103	0.60450	0.4387
GEPU, UN-G'nin Granger nedeni deđildir.	103	2.93499	0.0898

Not: Tablodaki "*" i areti %1 anlamlılık d zeyini temsil etmektedir.

Tablo 6'da t m deđi kenlerin seviye deđerinde durađan ve 1 optimal gecikme uzunluđuunda ikinci SVAR-2 modeli i in 1 gecikmeli Granger nedensellik test bulguları yer almaktadır. Uygulanan Granger nedensellik testinde standart F istatistiđi kullanılmaktadır. Bu kapsamda Tablo 6'ya g re "GEPU-G, GDP-G'nin Granger nedeni deđildir"  eklindeki temel hipotez bu satırdaki F istatistiđinin olasılık deđeri %1  nem seviyesinde 0.01'den (%1) k   k olduđuundan reddedilmektedir. GEPU-G'den ekonomik b y meye dođru i leyen tek y nl  bir nedensellik ili kisinin mevcut olduđu g r lmektedir.

5. SONUÇ

Çalışmanın amacı küresel EP belirsizliklerin Türkiye ekonomisinin büyüme, enflasyon ve işsizlik şeklindeki değişkenler üzerindeki etkilerini ampirik olarak araştırmaktır. Bu amaçla EP belirsizliklerinin Türkiye ekonomisindeki pozitif veya negatif yöndeki etkileri zaman serisi analizi metodolojisi ve kurulan SVAR-1 ve SVAR-2 modeli kapsamında 1998:Q1-2023:Q4 dönem aralığı için araştırılmıştır. SVAR-1 ve SVAR-2 modellerinden birincisinde ABD için hesaplanan belirsizlikler ikinci modelde ise doğrudan küresel belirsizlikler dikkate alınmıştır. Çalışmada söz konusu iki model hem küresel hem de ABD için hesaplanan EP belirsizliklerin gelişmekte olan bir ülke konumunda olan Türkiye ekonomisinin büyüme, enflasyon ve işsizlik şeklindeki temel makroekonomik değişkenleri üzerindeki negatif veya pozitif etkilerini belirlemek üzere oluşturulmuştur.

Çalışmada birinci ve ikinci SVAR-1 ve SVAR-2 modellerine dayalı olarak elde edilen etki tepki fonksiyonlarıyla temel makroekonomik değişkenlerin, EP belirsizlik şokları karşısında verdikleri tepkilerinin tüm dönemlerde önemli ölçüde farklılaştığı belirlenmiştir. Ancak Model 1 ve Model 2’de belirsizlik endekslerinin enflasyonu etkilediğini istatistiksel olarak ispatlamamıştır. Model 1, EPU endeksinin büyüme üzerindeki negatif etkisini, Model 2 ise GEPU endeksinin büyüme üzerinde negatif işsizlik üzerinde ise pozitif etkisini göstermiştir. Bu sonuçlar, küresel EP belirsizliklerinin, Türkiye ekonomisinin temel makroekonomik değişkenleri üzerinde reel opsiyon etkisi kanalıyla kısa ve/veya uzun dönemde büyüme oranlarını negatif, işsizlik oranlarını pozitif yönde etkilediğini enflasyon üzerinde ise anlamsız bir etki meydana getirdiğini göstermiştir.

Ayrıca her iki SVAR-1 ve SVAR-2 modelleri için Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Bu kapsamda birinci SVAR-1 modeli için EP belirsizlikler ile büyüme, enflasyon ve işsizlik şeklindeki üç değişken arasında Granger nedensellik ilişkisinin bulunmadığı tespit edilmiştir. İkinci SVAR-2 modeli için ise küresel EP belirsizliklerinden büyümeye doğru işleyen tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçlar belirsizlik endekslerinin belirsizliklerin temel makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri bakımından farklılık göstermiştir. Şöyle ki, belirsizlikler konjonktüre karşı ekonominin genişlediği dönemlerde azalırken daralma dönemlerinde artış kaydeder. Varlık fiyatlarındaki aşırı oynaklık gibi uluslararası iktisadi krizler, olası dış şoklar sebebiyle belirsizliklerin değişkenler üzerindeki işleyişini farklılaştırmakta ve bu durum literatürden farklı sonuçlar elde edilmesine olanak sağlamaktadır. (Bloom, 2014: 153-154). Bu yönüyle uluslararası ekonomik gelişmelerle paralel geliştirilen EPU belirsizlik ölçüm endeksinin büyüme ve işsizlik değişkenleri üzerindeki etkileri kapsamında ABD, Türkiye vb. ülkeler üzerinden yapılan Baker vd. (2013-2015:ABD), Ferrara vd., (2016-ABD), Fontaine vd., (2018-Çin), Şahinöz ve Coşar (2018-Türkiye), Yalçınkaya vd. (2021-ABD) çalışmalarla benzer sonuçlar tespit edilmiştir.

Ayrıca çalışmada ulaşılan sonuçlar, reel opsiyon etkisi, ihtiyati tasarruf etkisi ve risk primi etkisi şeklindeki kanalların doğru işlediğini göstermektedir. Bununla birlikte sonuçlar, ekonomik açıdan G-20 üyesi olan gelişmekte olan bir ülke olmasıyla Türkiye ekonomisinin temel makroekonomik değişkenleri üzerinde küresel EP gelişmelerden kaynaklı belirsizliklerin özellikle küreselleşme, ekonomik serbestleşme ve piyasaların birbirleriyle entegre olmaları sonucunda ortaya çıkan iktisadi krizler sebebiyle olumsuz dışsalıklar oluşturduklarını göstermiştir. Bu kapsamda, Türkiye’de sürdürülebilir büyümeyi ve istihdam artışını teşvik eden maliye politikaları ile enflasyonun yarattığı durgunluk sürecini kontrol altına alan para politikalarının uygulanmasına yönelik stratejik bir koordinasyon mekanizmasının gerekliliği arz etmektedir. Özellikle uluslararası yaşanan söz konusu ekonomik krizler ülke ekonomilerinde belirsizliklerin yükselmesine neden olurken para ve maliye politikalarının koordinasyonuna olan gereksinimin de arttığını göstermektedir. Politika otoriteleri tarafından para ve maliye politikaları arasında sağlanacak koordinasyon ile ekonomi politikalarının etkinlikleri artırılabilirken birbiri üzerindeki bozucu etkileri de minimize edilebilmektedir. Bilindiği üzere herhangi bir politikanın etkinliği, politikanın

diğer makroekonomik değişkenler üzerindeki etkinliğine bağlı olabilmektedir. Örneğin belirsizliklerin yüksek olduğu piyasa koşullarında üretim ve yatırımların azalmasına bağlı olarak ekonominin durgunluk sürecine girdiği ve işsizlik ve enflasyon oranlarında da artış gerçekleştiği görülmektedir. Dolayısıyla ekonominin anlık ve gelecekteki seyrine bağlı olarak belirsizliklerin görece azaltılabilmesini sağlayabilecek proaktif dış politika eylemleri büyümeyi olanaklı hale getirebilirken enflasyonu kontrol altına alarak istihdam artışı şeklinde sosyal refah sağlanabilmektedir. Böylelikle küresel EP belirsizliklerinin, Türkiye ekonomisinin temel makroekonomik değişkenleri üzerindeki olumsuz etkilerinin azaltılabilmesi ve ekonomide istikrarlılığın sağlanabilmesi de mümkün hale gelebilmektedir. Ayrıca çalışma da 1998 yılı öncesi büyüme oranlarına ilişkin veri kaynağına erişiminin kısıtlı olması sebebiyle bu durum çalışmanın daha uzun bir dönem aralığını kapsamasını engellemiştir. EP belirsizliklerin büyüme, enflasyon ve işsizlik şeklindeki değişkenler üzerindeki etkilerini incelemek üzere yapılacak ampirik çalışmalarda, söz konusu dönemden daha önceki yıllara ait çeyreklik veya aylık bazda verilerin temin edilebilmesi durumunda ve belirsizliklerin finansal ve mali nitelikli diğer makroekonomik göstergeler (faiz, döviz kuru, hisse senedi fiyatları gibi) üzerindeki etkilerinin incelenmesi ile farklı gelişmişlik düzeyindeki ülkeler üzerinde de çalışılmasının bu konuda son yıllarda önemli bir gelişim gösteren literatüre ve Türkiye’de makroekonomi politikalarının tasarımına katkı sağlayabileceği değerlendirilmektedir.

BEYANLAR

FON / DESTEK BİLGİSİ

Herhangi bir fon desteği alınmamıştır.

YAZARLARIN KATKILARI

Çalışma tek yazarlıdır.

ÇIKAR ÇATIŞMASI

Yazarların beyan ettiği herhangi bir çıkar çatışması yoktur.

VERİ KULLANILABİLİRLİĞİ

Veriler talep üzerine yazar(lar) tarafından sağlanabilir.

ETİK BEYAN

Çalışma etik kurul onayı gerektirmemektedir.

YAPAY ZEKA (AI) KULLANIMI BEYANI

Bu çalışmada yapay zeka destekli araçlar kullanılmamıştır.

DECLARATIONS

FUNDING / SUPPORT INFORMATION

No financial support was received.

CONTRIBUTIONS OF AUTHORS

The study is single-authored.

CONFLICT OF INTEREST

"The authors declare that there is no conflict of interest.

DATA AVAILABILITY

The data can be provided upon request by the author.

ETHICAL STATEMENT

The study does not require ethics committee approval.

ARTIFICIAL INTELLIGENCE (AI) USAGE STATEMENT

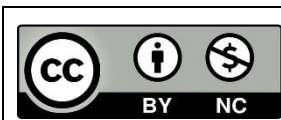
No AI-based tools were used in this study.

KAYNAKÇA

- Adıgüzel, U. (2012). Para politikasının Türkiye Ekonomisi üzerindeki etkilerinin VAR yöntemleri ile ölçülmesi. (Doktora Tezi, Erciyes Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü). Kayseri
- Akdağ, S. (2020). Ekonomi politikalarındaki belirsizliklerin güven endeksleri üzerindeki etkisi. *Maliye ve Finans Yazıları*, 113, 139-152.
- Alexopoulos, M. ve Cohen, J. (2015). The Power of print: uncertainty shocks, markets and the economy. *International Review of Economics and Finance*, 40, 8-28.
- Arbatli C. E., Davis, J. S., Ito, A. ve Miale, N. (2017). Policy uncertainty Japan. *National Bureau of Economic Research*, WP No: 23411, 1-44.
- Athari, A. S., Kırıkkaleli, D., Yousaf, I. ve Ali, S. (2021). Time and frequency co-movement between economic policy uncertainty and inflation: Evidence from Japan. *Journal of Public Affairs*, 22, 1-10.
- Baker, R.S., Bloom, N. ve Davis, J.S. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.
- Ball, L. (1992). Why does high inflation raise inflation uncertainty?. *Monetary Economics Journal*, 29(3), 371-388.
- Belke A. ve Osowski T. (2018). International effects of Euro area versus U.S. policy uncertainty: A FAVAR Approach. *Economic Inquiry*, 57(1), 453-481.
- Bernanke, B. (1983). Irreversibility, uncertainty and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 502, 85-106.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685.
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153-175.
- Brainard, C.W. (1967) .Uncertainty and the effectiveness of policy. *The American Economic Review*. 57, 2.
- Čižmešija, M., Lolić, I. ve Sorić, P. (2017). Economic policy uncertainty index and economic activity: What causes what. *Croatian Operational Research Review*, 8, 563-575.
- Damane, M. (2018). The macroeconomic impact of shocks in the US federal funds rate on the Republic of South Africa: an SVAR Analysis. *Modern Economy*, 9(4), 796-829.
- Davis, S.J. (2016). An index of global economic policy uncertainty. *National Bureau of Economic Research*, No. w22740.
- Dixit K.A. ve Pindyck S. R. (1994). *Investment Under Uncertainty* [Elektronik sürüm]. Princeton University Press.
- Enders, W., Chung, P., Shao, L. ve Yuan, J. (1995). *Applied Econometric Time Series* (2nd Edition). Wiley Series in Probability and Statistics, ABD.
- Ferrara, L. ve Guérin, P. (2016) What are the macroeconomic effects of high-frequency uncertainty shocks. *Bank of Canada Staff Working Paper*, WP No: 2016-25, 1-40.
- Fontaine, I., Didier, L. ve Razafindravaosolonirina, J. (2018). Foreign policy uncertainty shocks and US macroeconomic activity: Evidence from China. *Economics letters*, 155, 121-125.
- Friedman M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3), 451-472.

- Fry, R. ve Pagan, A. (2011). Sign restrictions in structural vector autoregressions: A critical review. *Journal of Economic Literature*, 49(4), 938-960.
- Güler, E. (2005). *Müzayede Teorisi, Türkiye’de Uygulaması: Telekom Örneği*. (Yüksek Lisans Tezi, Uludağ Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü). Bursa
- Gordon, J.R. (1971). Steady anticipated inflation: Mirage or oasis?. *Brookings Papers on Economic Activity*, (2), 499-510.
- Hartman, R. (1972). The effects of price and cost uncertainty on investment. *Journal of Economic Theory*, 5(2), 258-266.
- Hayali, Sarılioğlu, A. (2021). Doğrudan yabancı yatırım ve belirsizlik arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye belirsizlik endeksi örneği. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 9(123), 29-41.
- Junttila, J. ve Vataja, J. (2018). Economic policy uncertainty effects for forecasting future real economic activity. *Economic Systems*, 42(4), 569-583.
- Kang, W. ve Ratti A. R. (2013). Structural oil price shocks and policy uncertainty. *Economic Modelling*, 35, 314-319.
- Klein B. (1975). Our new monetary standard: The measurement and effects of price uncertainty, 1880-1973. *Economic Inquiry*, 13(4), 461-484.
- Lawson, T. (1988). Probability and uncertainty in economic analysis. *Journal of Post Keynesian Economics*, 11(1), 38-65.
- Lovato, C. (2013). On the impact of economic policy uncertainty shocks on macroeconomic expectations in the United States. *Anno Accademico*, 2012/13
- Liu, Y., Zheng, Y. ve Drakeford, B. (2019). Reconstruction and dynamic dependence analysis of global economic policy uncertainty. *Quantitative Finance and Economics*, 3(3), 550-561.
- Luk, P., Cheng, M. Ng, P. ve Wong, K. (2018). Economic policy uncertainty spillovers in small open economies: The Case of Hong Kong. *Pacific Economic Review*, 25(1), 21-46.
- Manteu, C. ve Serra, S. (2017). Impact of uncertainty measures on The Portuguese Economy. *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles and Banco de Portugal Economic Studies*, 29-51.
- Masayuki, M. (2017). Impact of policy uncertainty on consumption and saving behavior: Evidence from a survey on consumers. *The Research Institute of Economy, Trade and Industry, RIETI Discussion Paper Series* 17-E-075.
- Netšunajev, A. ve Glass, K. (2016). Uncertainty and employment dynamics in The Euro Area and The US. *Journal of Macroeconomics*, 51, 48-62.
- Okun M.A. (1971). The mirage of steady inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, (2), 485-498.
- Onafowora, O. ve Owoye, O. (2019). Impact of external debt shocks on economic growth in Nigeria: A SVAR Analysis. *Economic Change and Restructuring*, 52, 157-179.
- Rice, A., Vehbi, T. ve Wong, B. (2018). Measuring uncertainty and its impact on The New Zealand. *Reserve Bank of New Zealand Analytical Note Series*, No: AN2018/01.
- Romer, D.C. (1990). The great crash and the onset of the great depression. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(3), 597-624.

- Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı*. Bursa: Dora Yayıncılık.
- Stockhammar, P. ve Österholm, P. (2017). The impact of US uncertainty shocks on small open Economies. *Open Economies Review*, 28, 347-368.
- Şahinöz S. ve Coşar E.E. (2018). Economic policy uncertainty and economic activity in Turkey. *Applied Economics Letters*, 25(21), 1517-1520.
- Şit, M. (2022). Belirsizlik ve doğrudan yabancı yatırım ilişkisi: Yeni bir endeks ile panel veri analizi. *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 21(3), 1200-1215.
- Tümtürk, O. (2022). Global uncertainty and exchange rate volatility. *Ekoist: Journal of Econometrics and Statistics*, (37), 69-84.
- Uche, E. ve Effiom, L. (2021). Fighting capital flight in Nigeria: have we considered global uncertainties and exchange rate volatilities? Fresh Insights Via Quantile ARDL Model. *SN Business&Economics*, 1(6), 1-22.
- Usta, C. ve 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.
- Usta, C. ve Mete, E. (2022). Ekonomik politika belirsizliğinin makro ekonomik göstergeler üzerine etkisi: Avrupa birliği ülkeleri örneği. *Karadeniz Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(27), 644-659.
- Varlık, C. (2023). Macroeconomic effects of global uncertainty in The Turkish Economy. *Press Academia Procedia*, 17, 129-134.
- Yalçinkaya, Ö. (2019). Küresel ekonomik, politik ve jeopolitik belirsizliklerin makroekonomik etkileri: Türkiye ekonomisi üzerine SVAR Analizi (1992:Q1-2018:Q2). *Journal of Yasar University*, 14(53), 56-73.
- Yalçinkaya, Ö. ve Çelik, K. A. (2021). The impact of global uncertainties on economic growth: Evidence from the US economy (1996:Q1-2018:Q4). *Romanya Ekonomik Tahmin Dergisi*, 24(2), 35-54.
- Wachtel, P. (1977). Inflation, Uncertainty and Saving Behavior. *Explorations in Economic Research*, 4(4), 559-578.



© Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY NC) license.
(<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

EXTENDED ABSTRACT

The Effects of Economic and Political Uncertainties on Macroeconomic Variables: The Example of Türkiye

1. Introduction

Uncertainty, often associated with chaos, inconsistency, and indecision, can be defined as the inability to predict the outcomes of future events when making decisions about consumption, investment, or employment. More specifically, it refers to the inability to determine the likelihood of anticipated outcomes. Consequently, uncertainty plays a critical role in shaping the future expectations of decision-makers.

Throughout economic thought, prominent economists such as Frank Hyneman Knight, John Maynard Keynes, Fraser Muth, Robert Emerson Lucas, Milton Friedman, and Leonard Jimmie Savage have broadly categorized uncertainty into measurable and immeasurable forms. They have further distinguished between probability and uncertainty, defining probability as a characteristic of knowledge or belief, or as the object of knowledge itself. This distinction underscores the necessity of quantifying even immeasurable uncertainties, enabling decision-makers to incorporate uncertainty as a vital indicator in decisions regarding consumption, investment, savings, production, and employment.

Uncertainty can influence critical macroeconomic variables such as growth, inflation, and unemployment, either positively or negatively, while also impacting both supply and demand in the economy. These effects manifest through three primary mechanisms: the real options effect, the precautionary savings effect, and the risk premium effect. The real options effect occurs when firms delay investment and employment decisions due to increased input costs or sunk costs—such as those associated with training, advertising, or search activities—during periods of heightened uncertainty. Similarly, consumers may postpone the purchase of durable goods, such as automobiles or household appliances, under uncertain market conditions. Additionally, heightened uncertainty in financial markets raises the risk of default, as firms and households may struggle to repay loans secured for future investment or consumption. To mitigate this risk, banks often demand additional premiums, a phenomenon known as the risk premium effect. The precautionary savings effect, analyzed within the context of consumption-based savings theories, reflects the tendency of decision-makers to reduce current consumption and increase savings in response to uncertainties surrounding future income variability.

A review of the literature highlights a growing theoretical interest in uncertainty and an expanding body of research on its effects on the real economy. This study investigates the impact of general and global uncertainties on key macroeconomic variables—growth, inflation, and unemployment—in Türkiye from 1998:Q1 to 2023:Q4. Using two Structural Vector Autoregressive (SVAR-1 and SVAR-2) models, the study contributes to the literature by addressing the theoretical foundations of uncertainty, exploring developments in proxy indicators such as the Volatility Index (VIX), Survey-Based Indices, Economic Policy Uncertainty Index (EPU), Global Economic Policy Uncertainty Index (GEPU), and World Uncertainty Index (WUI), and analyzing the effects of economic and political uncertainties on growth, inflation, and unemployment.

2. Data Set and Method

This study employs two SVAR models (SVAR-1 and SVAR-2) to evaluate the effects of economic and political (EP) uncertainties on Türkiye's growth, inflation, and unemployment from 1998:Q1 to 2023:Q4. The analysis includes variables such as EPU (Economic and Political Uncertainty-1), GEPU (Economic and Political Uncertainty-2), GDP (Economic Growth), CPI (Inflation), and UN (Unemployment). The data were sourced from the IMF-IFS database. GDP figures are real values calculated using the chain volume method, CPI data represent general Consumer Price Index values (2010=100), and UN figures are based on the active population aged 15 and above. Monthly EPU

index data for the U.S. were converted into quarterly averages for the analysis. Growth rates relative to the same quarter of the previous year were also utilized.

3. Empirical Findings

Variance decomposition and impulse response function results from the SVAR models reveal that the responses of growth, inflation, and unemployment to EP uncertainties vary over twelve periods. However, neither model statistically proves that uncertainty indices affect inflation. That is to say, cyclical fluctuations due to non-periodic movements in the economy differentiate the functioning of uncertainties on variables. This situation allows for different results from the literature. The analysis shows that EP uncertainties have a more pronounced short-term effect on growth and unemployment variables. In this context, EP uncertainties hurt economic growth and unemployment and show the significant negative effects of uncertainties on the real economy. Granger causality tests conducted for the SVAR-1 and SVAR-2 models reveal a unidirectional causality from EP uncertainties to growth in the SVAR-2 model.

4. Discussion and Conclusion

This study confirms, consistent with theoretical and empirical research, that the real options, precautionary savings, and risk premium mechanisms effectively explain the impacts of EP uncertainties on Türkiye's economic growth and unemployment. Given Türkiye's position in the global economy, EP uncertainties represent a critical source of external instability, adversely influencing these two macroeconomic variables. Events such as the September 11 attacks, the U.S.-Iraq war, and the 2008 global financial crisis illustrate the growing influence of uncertainties on macroeconomic indicators in both developed and emerging economies.

In response, coordinated monetary and fiscal policies are crucial to fostering sustainable growth and employment while addressing inflation-driven stagnation. Such coordination can also facilitate structural reforms aimed at enhancing production, competitiveness, and productivity, thereby mitigating the negative effects of EP uncertainties on Türkiye's economy.

Future empirical studies could expand the dataset to include earlier periods and examine the effects of uncertainties on additional financial and fiscal macroeconomic indicators, such as interest rates, exchange rates, and stock prices. Comparative analyses across countries with varying levels of development could further enrich the literature and inform the design of macroeconomic policies in Türkiye.