

PAPER DETAILS

TITLE: Ekonomik Politika Belirsizliginin Gıda Fiyatlarına Etkisi: Seçilmiş Ülkeler İçin Zamanla
Değişen Nedensellik Analizi

AUTHORS: Veysel KARAGÖL

PAGES: 409-433

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/2802913>

Ekonomik Politika Belirsizliğinin Gıda Fiyatlarına Etkisi: Seçilmiş Ülkeler İçin Zamanla Değişen Nedensellik Analizi

The Effect of Economic Policy Uncertainty on Food Prices: A Time-Varying Causality Analysis for Selected Countries

Veysel KARAGÖL¹ 

ÖZ

Küresel ısınma ve iklim değişikliği gibi olgular, son yıllarda yaşanan Covid-19 Pandemisi'nin de etkisiyle gıda fiyatlarının artmasına neden olmuştur. Gıda fiyatlarının artmasına neden olan enerji fiyatları, döviz kuru, arz ve talep miktarları gibi birçok itici güç bulunmaktadır. Ekonomik politika belirsizliğinin de bu itici güçlerden biri olabileceği, yakın dönemde tartışılmaya başlanmıştır. Bu çalışmanın amacı, ekonomik politika belirsizliği ile gıda fiyatları arasındaki ilişkiyi araştırmaktır. Bu amaç doğrultusunda çalışmada Çin, İngiltere, Almanya, Macaristan, Güney Afrika, Türkiye ve Amerika Birleşik Devletleri'nin gıda enflasyonlarıyla küresel ekonomik politika belirsizliği arasındaki nedensellik ilişkileri incelenmiştir. Simetrik nedensellik ilişkisi bulguları, küresel ekonomik politika belirsizliği ile yalnızca Amerika Birleşik Devletleri'nin gıda enflasyonu arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığına işaret etmektedir. Zamanla değişen nedensellik analizi bulgularına göre, küresel ekonomik politika belirsizliğinden ülkelerin tamamındaki gıda enflasyonuna doğru zamanla değişen nedensellik ilişkileri mevcuttur. Analiz bulgularına göre ayrıca, ekonomik politika belirsizliğinden gıda fiyatlarına doğru nedensellik ilişkisinin Covid-19 Pandemisi döneminde yoğunlaştığı gözlenmiştir. Ekonomik politika belirsizliğinin gıda fiyatları üzerindeki potansiyel etkileri daha fazla kanıtı muhtaç olsa da politika yapıcıların, etkili ekonomi politikası müdahaleleriyle gıda fiyatlarında istikrarı sağlayabilecekleri düşünülmektedir.

Anahtar Kelimeler: Gıda fiyatları, Ekonomik politika belirsizliği, İklim değişikliği, Covid-19 pandemisi, Zamanla değişen nedensellik
Jel Sınıflaması: D81, E31, Q54

ABSTRACT

Phenomena such as global warming and climate change have caused food prices to increase alongside the effects from the COVID-19 pandemic. Many driving forces have led food prices to increase, such as energy costs, exchange rates, and supply and demand quantities. Economic policy uncertainty has recently been discussed as one of these possible driving



DOI: 10.26650/JEPR1212094

¹Arş.Gör.Dr. Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Erciş İşletme Fakültesi, İktisat Bölümü, Van, Türkiye

ORCID: V.K. 0000-0001-9939-0173

Sorumlu yazar/Corresponding author:

Veysel KARAGÖL,
Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Erciş İşletme
Fakültesi, İktisat Bölümü, Van, Türkiye
E-posta/E-mail:
veyselkaragol@gmail.com

Başvuru/Submitted: 30.11.2022

Revizyon Talebi/Revision Requested:

03.03.2023

Son Revizyon/Last Revision Received:

03.03.2023

Kabul/Accepted: 06.03.2023

Atıf/Citation: Karagol, V. (2023). Ekonomik politika belirsizliğinin gıda fiyatlarına etkisi: seçilmiş ülkeler için zamanla değişen nedensellik analizi. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 10(2), 409-433.
<https://doi.org/10.26650/JEPR1212094>

This work is licensed under Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License



forces. This study aims to investigate the relationship between economic policy uncertainty and food prices. For this purpose, it examines the causal relationships between food inflation and global economic policy uncertainty in China, England, Germany, Hungary, South Africa, Türkiye, and the United States. Symmetric causality findings point to the existence of a bidirectional causality relationship between global economic policy uncertainty and food inflation only in the United States. According to the time-varying causality analysis findings, time-varying causality relationships exist going from global economic policy uncertainty to food inflation in all countries. According to the analysis findings, the causality relationship from economic policy uncertainty to food prices was observed to have intensified during the COVID-19. Although the potential effects of economic policy uncertainty on food prices require more evidence, policymakers are considered to be able to stabilize food prices by using effective economic policy interventions.

Keywords: Food prices, Economic policy uncertainty, Climate change, COVID-19 pandemic, Time-varying causality

Jel Classification: D81, E31, Q54

EXTENDED ABSTRACT

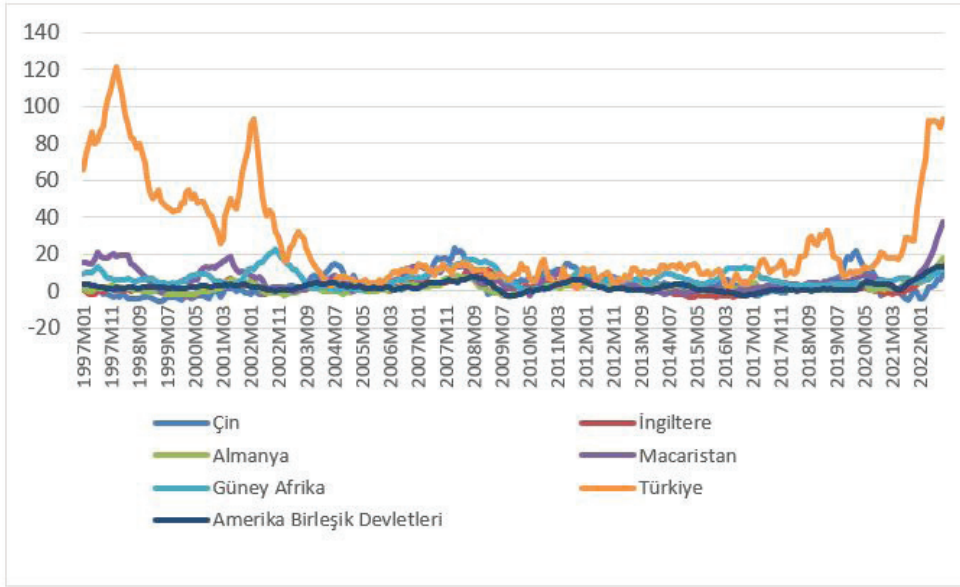
Interest in the forces that drive food prices is increasing, as well as the effects from factors such as global warming and climate change that have become more dominant with the COVID-19 pandemic (Van Bodegom & Koopmanschap, 2020; Barrett et al., 2021; Rasul, 2021; Wahidah & Antriandarti, 2021; Dorward & Giller, 2022). The events that accompanied the worldwide spread of the COVID-19 pandemic can also be studied to provide a real example of how uncertainty is able to severely impact the global economy. In particular, economic and political uncertainties involve oil, gold, and cryptocurrency markets and can have negative effects on the food sector (Al-Thaqeb et al., 2022). The primary aim of this study is to investigate the effect of economic policy uncertainties on food prices. Its secondary aim is to draw attention to the increases in the number of extreme climate events and in food prices in recent years and to enrich the literature on this topic. The secondary aim of the study also forms the motivation of the study. Two main studies have investigated the direct effects of economic policy uncertainty on food prices. The first of these was Wen et al. (2021), who examined the symmetric and asymmetric relationships. The findings from their study indicated an increase in economic policy uncertainty to cause a significant increase in food prices both in the short and long run. In addition, an asymmetric relationship was found between the variables in the short run. The other study by Kirikkaleli and Darbaz (2022) discussed the relationship food prices have with the economic policy uncertainty index, as well as with the dollar index and the energy price index. Their study's findings revealed food prices to also increase during volatile periods of high uncertainty. Moreover, economic policy uncertainty is shown as a long-term and permanent cause of food prices. Wen et al. (2021) and Kirikkaleli and Darbaz (2022) emphasized the need to further investigate the effects of uncertainties on food prices in order to ensure stability in food prices; however, the literature on this topic is still quite sparse. Therefore, this study is thought to be able to contribute to the sparse literature by using different methods and discussing results over a country group. This study examines the relationships with food

price inflation in countries using monthly data for the period of January 1997-September 2022. The following data are used for this purpose: global economic policy uncertainty and food price inflation in China, Great Britain, Germany, Hungary, the Republic of South Africa, Türkiye, and the United States. The first stage of the study uses unit root tests to identify the stationarity levels of the variables. The second stage uses the Hacker and Hatemi-J (2006) causality test to investigate the symmetric causality relationships among the variables. The last stage applies the time-varying causality test based on the Hacker and Hatemi-J (2006) causality test while taking into account the changes in the relationships among the variables over time. The Hacker and Hatemi-J (2006) causality test examines the presence of causality regarding the overall period. Despite no causal relationship sometimes occurring over the entire period, it can occur in sub-periods. Economic and political events and structural changes in a country can affect this relationship. Therefore, using a time-varying causality test may be more reasonable (Balcılar et al., 2010; Yılancı & Bozoklu, 2014; Erdoğan et al., 2019). The symmetric causality test findings point to the presence of a bidirectional causality relationship between global economic policy uncertainty and food inflation only in the United States. The time-varying causality analysis determined causality relationships among all the variables at different periods. Economic policy uncertainty affects food prices in developing countries, affecting the United States relatively longer. In addition, the causality relationship going from economic policy uncertainty to food prices was seen to have intensified in all countries during crisis periods, with economic policy uncertainty affecting food prices more strongly in periods of crisis, especially during the COVID-19 pandemic. Although economic policy uncertainty is not the single leading cause of increases in food prices, the findings from this study provide evidence that economic policy uncertainty may be an important dynamic of food inflation. In the fight against food inflation, countries can seek ways to cope with economic policy uncertainty. Although the study's findings point to important implications, the available information in this field is quite insufficient for reaching any definite decisions. Therefore, the potential effects of economic policy uncertainty on food prices require further evidence. Future studies may consider economic policy uncertainty as an explanatory variable while investigating the factors that cause inflation in food prices.

1. Giriş

Gıda fiyatlarının itici güçlerine olan ilgi, Covid-19 Pandemisi ile birlikte daha baskın bir biçimde gündeme gelen küresel ısınma ve iklim değişikliği gibi faktörlerin de etkisiyle, giderek artmaktadır (Van Bodegom & Koopmanschap, 2020; Barrett vd., 2021; Rasul, 2021; Wahidah & Antriyandarti, 2021; Dorward & Giller, 2022). İklim değişikliğinin, sıcaklığa bağlı ve yağışa bağlı etmenler yoluyla özellikle tarımsal gıda üretimi üzerinde geniş etkileri vardır. Gıda güvenliğine yönelik iklimle ilgili risklerin küresel ısınmanın 1.5°C'ye ulaşması ile artacağı ve ilerleyen zamanlarda 2°C ile daha da belirgin hale geleceği öngörülmektedir. Son yıllarda sıklıkları artan, kuraklık, sel, fırtınalar gibi aşırı iklim olayları ile gıdanın mevcudiyeti, erişilebilirliği, kullanımı ve sürdürülebilirliği üzerinde doğrudan ve dolaylı olumsuz etkiler arasındaki ilişkiyi destekleyen çok sayıda kanıt bulunmaktadır. Gıdaya erişilebilirliğin azalması da zamanla yaşanacak dolaylı bir etkidir. Aşırı iklim olayları, gıda tüketiminin miktarı ve kalitesinin yanında, ayrıca sağlık, sanitasyon ve güvenli su erişimini de azaltarak gıda kullanımını giderek artıran bir tehdittir. Dolayısıyla, iklim koşullarının kaçınılmaz bir biçimde gıda piyasalarını etkileyerek gıda fiyatlarının artmasına neden olduğu bilinmekte ve bu etkinin gelecek dönemlerde giderek artması beklenmektedir (Birgani vd., 2022). Bunlara, 2020 yılının başlarında ortaya çıkan ve kısa zamanda küresel bir hal alan Covid-19 Pandemisi'nden kaynaklanan sorunlar da eklenince gıda fiyatlarındaki oynaklıklar inanılmaz boyutlara ulaşmıştır. Öyle ki, bundan önce Küresel Finans Krizi ile birlikte yaşanan son gıda fiyatları krizindeki gıda fiyatı artışları dahi bunun çok daha gerisinde kalmıştır. Aşırı iklim olaylarının neden olduğu olumsuzluklara ek olarak Covid-19 Pandemisi'nin neden olduğu tedarik zinciri aksamaları, gıda fiyatlarında küresel çapta değişikliklere yol açmıştır. Tarım sektörü, ürünlerin arz ve talebindeki aksamalar nedeniyle ciddi şekilde etkilenmiştir. Küresel salgın devam ederken, gıda tedarik zincirlerindeki aksamalar ana odak noktası haline gelmiş, Dünya Bankası ile Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü (FAO), Covid-19 Pandemisi'nin gıda güvenliği üzerindeki potansiyel etkileri konusunda alarm vermiştir. (Beckman vd., 2021; Bairagi vd., 2022).

Grafik 1: Ülkelerin Gıda Enflasyonu Oranları

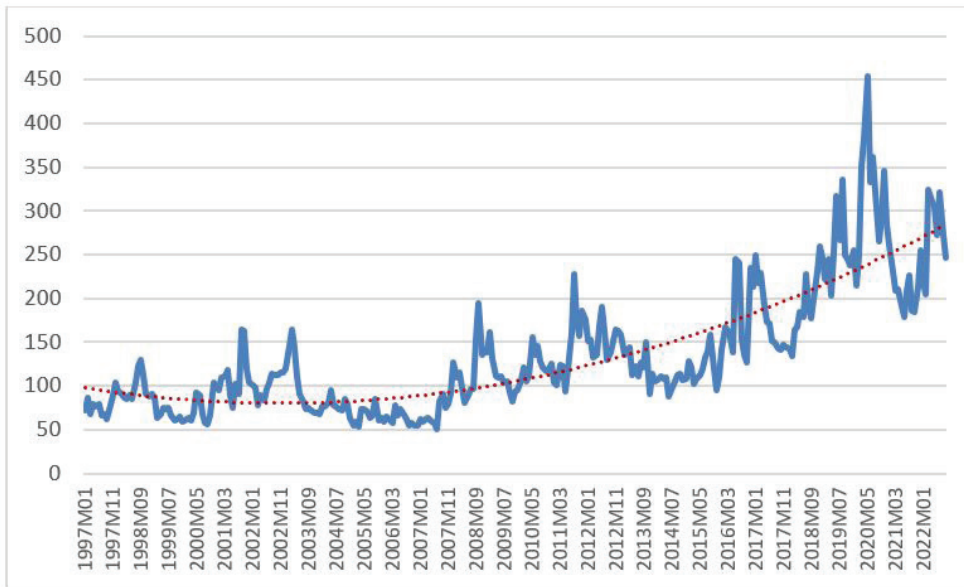


Grafik 1’de Çin, İngiltere, Almanya, Macaristan, Güney Afrika, Türkiye ve Amerika Birleşik Devletleri’nde gıda enflasyonu oranlarına yer verilmiştir. Çin, Macaristan, Güney Afrika ve Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerdeki oranlar, gelişmiş ülkelerdeki oranlara göre daha yüksek izlemekte, bu durum özellikle kriz dönemlerinde daha belirgin hale gelmektedir. Gelişmekte olan ülkelerin içerisinde ise özellikle 2003 ve öncesi ile Covid-19 Pandemisi ve sonrasında Türkiye negatif bir biçimde ayrılmaktadır. Ancak Covid-19 Pandemisi’yle beraber tüm ülkelerdeki gıda fiyatlarında ciddi artışlar olduğu aşıkardır.

Covid-19 Pandemisi’nin dünya çapında yayılmasının ardından meydana gelen olayların bir diğer öğretisi de belirsizliğin küresel ekonomiyi nasıl ciddi bir şekilde etkileyebileceğinin gerçek bir örneğini sunmak olmuştur. Özellikle ekonomik ve politik belirsizlikler petrol, altın ve kripto para piyasalarından gıda sektörüne kadar uzanmakta ve bu piyasalar üzerinde olumsuz etkiler yaratabilmektedir (Al-Thaqeb vd., 2022). Bu belirsizlikleri ölçen en bilindik endekslerden biri, Baker vd. (2016) tarafından farklı ülkeler için hesaplanan Ekonomik Politika Belirsizliği Endeksi’dir. Bir değeri ise Davis (2016) tarafından ülkelerin ekonomik politika belirsizliklerinin ağırlıklı ortalaması alınarak hesaplanan Küresel Ekonomik Politika Belirsizliği Endeksi’dir. Ekonomik politika belirsizliği, ekonomik sistemi etkileyen ve hükümet politikalarında değişikliklere yol açabilecek öngörülemez değişiklikleri ifade etmektedir. Bir başka deyişle, ekonomideki mali, parasal, siyasi ve düzenleyici politikaların

öngörülemezliğinden kaynaklanan dalgalanmaları yansıtmaktadır (Davis, 2016). Davis (2016) bu endeksi üretimin üçte ikisini oluşturan 16 ülkenin ulusal ekonomik politika belirsizliği endekslerinin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ağırlıklı ortalamasını kullanarak hesaplamıştır. Her bir ulusal endeks, kendi ülkelerine ait gazete makalelerindeki ekonomi, belirsizlik ve politika anahtar kelimeleriyle ilgili konuların göreceli sıklığını yansıtmaktadır. Bu üç terime ilişkin gazete makalelerinin sayısı ne kadar artarsa endeks de o denli artmaktadır. Endeksin değeri; Asya Krizi, 11 Eylül terör saldırıları, Irak'ın işgali, Küresel Finansal Kriz, Avrupa göç krizi, Brexit referandumu ve Covid-19 pandemisi gibi kritik zamanlarda daha yüksek seviyelerde bir seyir izlemektedir.

Grafik 2: Küresel Ekonomik Politika Belirsizliği Endeksi



Grafik 2’de Küresel Ekonomik Politika Belirsizliği Endeksi’nin zaman içerisindeki seyri gösterilmiştir. Kırmızı çizgi, endekste polinomsal trendi göstermektedir. Küresel Finansal Krizi’ne kadar azalış trendine sahip olan endeks, krizle birlikte artış eğilimine girmiştir. Ancak endeks zirveyi Covid-19 Pandemisi’nin ilk dönemlerinde görmüştür. Daha sonra endeks bir azalma gösterse de endekste artış trendi hala devam etmektedir.

Bu çalışmanın birincil amacı, ekonomik politika belirsizliklerinin gıda fiyatları üzerindeki etkisini araştırmaktır. İkincil amacı ise son yıllarda artan aşırı iklim olaylarına ve artan gıda fiyatlarına dikkat çekmek ve bu konudaki literatürün zenginleştirilmesini

sağlamaktır. Çalışmanın ikincil amacı, aynı zamanda çalışmanın motivasyonunu da oluşturmaktadır. Wen vd. (2021) ve Kirikkaleli ve Darbaz (2022), gıda fiyatlarında istikrarı sağlamak adına belirsizliklerin gıda fiyatları üzerindeki etkisinin daha çok araştırılmasına ihtiyaç olduğunu ancak bu konudaki literatürün henüz oldukça sığ kaldığını vurgulamışlardır. Kullanılan yöntemler ve ele alınan ülke grubu itibarıyla, çalışmanın sınırlı literatüre katkıda bulunacağı düşünülmektedir. Çalışmada, iki değişken arasındaki ilişki araştırılırken hem simetrik hem de zamanla değişen nedensellik testleri kullanılmıştır. Zamanla değişen nedensellik testinin avantajı, zaman serilerindeki zamana bağlı olarak gelişen olayları ve yapısal değişimleri dikkate almasıdır. Bu doğrultuda, çalışmada öncelikle konuyla ilgili literatüre yer verilmiştir. Ardından çalışmada kullanılan verilere ilişkin bilgilere ve birim kök testleri ile nedensellik testlerinin metodolojisine değinilmiştir. Devamında, analizden elde edilen bulgular ele alınmıştır. Son olarak, çalışmanın bulgularından elde edilen çıkarımlara ve politika önerilerine değinilerek çalışma tamamlanmıştır.

2. Literatür

Gıda fiyatlarında yaşanan artışların nedenlerini araştıran birçok çalışma mevcuttur. Irz vd. (2013), tarımsal emtialar, işgücü ücretleri ve enerji fiyatları gibi gıda zincirinin önemli unsurlarının, gıda fiyatlarını uzun dönemde etkiledikleri sonucuna ulaşmışlardır. Rehman ve Khan (2015) ise dolaylı vergiler ve gıda ihracatı ile gıda enflasyonu arasında pozitif, hükümet sübvansiyonları ile gıda enflasyonu arasında ise negatif ve uzun dönemli ilişkilerin varlığından söz etmişlerdir. Gıda fiyatlarındaki oynaklıkların sebeplerini araştıran bir çalışmada Fasanya ve Olawepo (2018), tüketici fiyatları endeksi, borçlanma oranları, döviz kuru ve petrol piyasalarının gıda piyasasındaki oynaklıklar üzerinde doğrudan etkili oldukları belirtilmiştir. Bir diğer kapsamlı çalışmada ise Isamaya ve Anugrah (2018), geriye ve ileriye dönük beklentileri, gıda üretim miktarı, tarım sektöründeki çıktılar, altyapının durumu, gıda ithalatı, tarım sektörü kredileri, talep düzeyi ve bayram gibi bazı dönemsel olayların gıda enflasyonu üzerinde güçlü etkilerinin olduğunu vurgulamışlardır. Samal vd. (2022) gıda fiyatlarında enflasyona neden olan makroekonomik faktörleri araştırdıkları çalışmalarında kısa ve uzun dönem ayrıştırması yaparak önemli bulgular elde etmişlerdir. Buna göre, kişi başına düşen gelirden, para arzında, küresel gıda fiyatlarında, reel döviz kurunda ve tarımsal ücretlerdeki artışlar hem kısa hem de uzun dönemde gıda enflasyonuna neden olmaktadır. Mevcut tahıl miktarının artması ise gıda enflasyonunun azalmasını sağlamaktadır. Bunların yanında, farklı bir bakış açısı benimseyen bir çalışmada ise Li vd. (2017)'ye göre, gıda fiyatlarında yaşanan dalgalanmalar belirsizlik yaratmakta, bu da üreticiler ve yatırımcılar için belirsizliğin artması anlamına gelmektedir. Mawejje (2016) ise aynı doğrultuda, fiyatlardaki belirsizliklerin arz ve talepten kaynaklandığını belirtmiştir. Buna karşın Wen vd. (2021), gıda enflasyonu ile ilişkili mevcut literatürün, belirsizliği kısmen göz ardı ettiğini belirtmişlerdir.

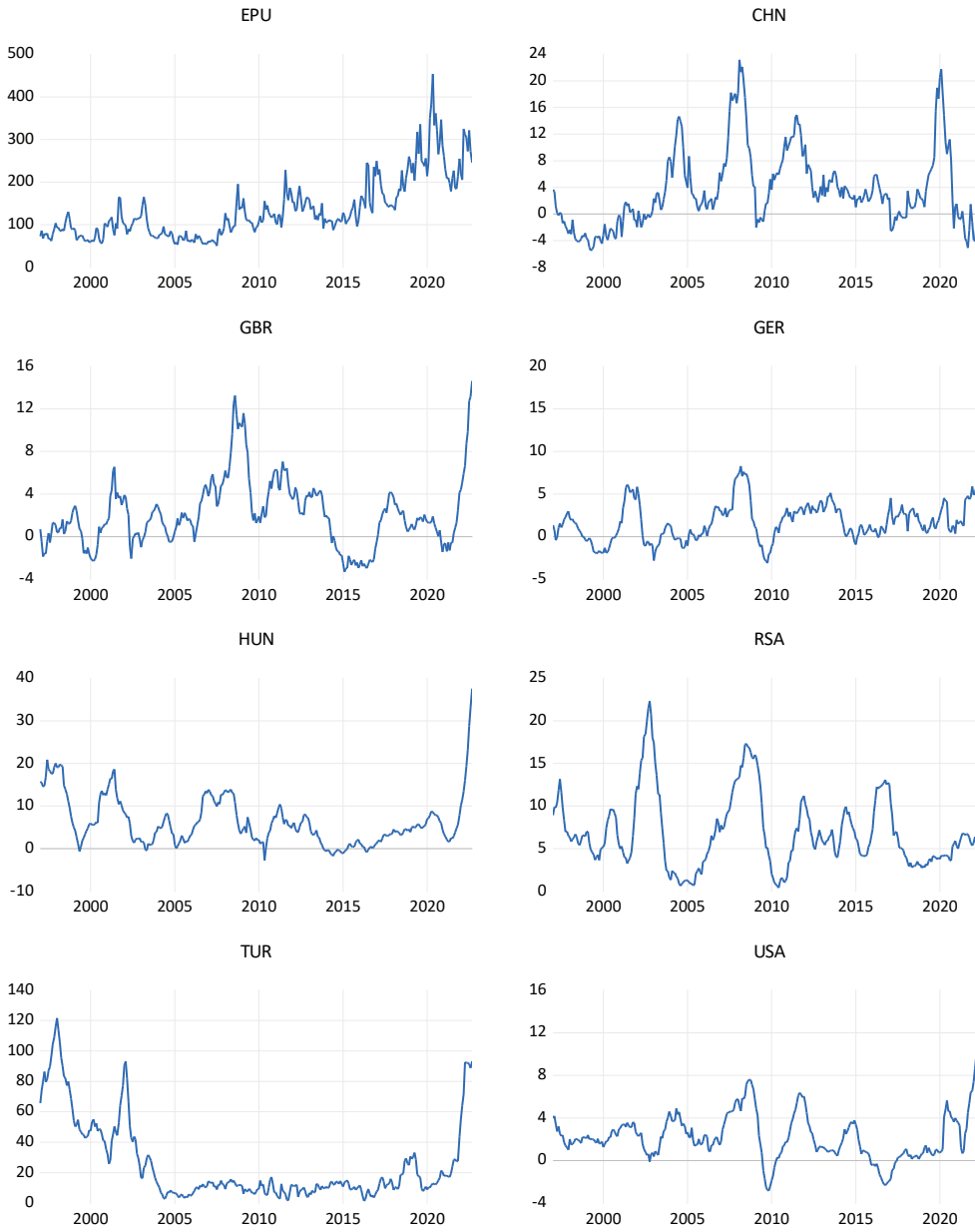
Baker vd. (2016) ile Davis (2016)'ın oluşturdukları ülke bazlı veya küresel ekonomik politika belirsizliği endeksleri ekonomilerdeki belirsizleri ölçmek ve belirsizliklerin birçok makroekonomik değişkenle ilişkisini araştırmak adına kullanılan popüler ve kullanışlı endekslerdir. Ekonomik politika belirsizliğinin etkisinin sıklıkla araştırıldığı bazı makroekonomik değişkenler şunlardır: Üretim düzeyi, istihdam, ekonomik büyüme, işsizlik, yatırım, döviz kuru, ticaret ve petrol, altın, hisse senetleri gibi emtialar. Ancak ekonomik politika belirsizliğinin gıda fiyatları üzerindeki etkilerine ilişkin çalışmaların sayısı oldukça azdır (Wen vd., 2021).

Gıda fiyatlarını diğer birçok emtia fiyatıyla birlikte ele alarak kurguladığı modelde Kido (2018), Amerika Birleşik Devletleri'nin ekonomik politika belirsizliğinin küresel finansal piyasalardaki etkilerini araştırmıştır. Bu doğrultuda, ekonomik politika belirsizliğinin gıda ve ham petrol fiyatları endeksleri gibi bazı değişkenlerin yer aldığı emtia fiyatlarının yanında, hisse senedi fiyatları ve döviz kurları gibi değişkenlerle ilişkisi incelenmiştir. Kurulan modelden elde edilen kanıtlar, ekonomik politika belirsizliğinin söz konusu faktörleri anlamlı bir şekilde etkilediğini göstermiştir. Daha spesifik olarak Wang ve Zheng (2019), Xiao vd. (2019), Hua vd. (2022) ve Long vd. (2022) ekonomik politika belirsizliği ile tahıl fiyatları oynaklığı arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Wang ve Zheng (2019)'e göre ekonomik politika belirsizliğinden mısır, pirinç, soya fasulyesi ve buğday gibi tahıl fiyatlarına doğru yayılma etkileri mevcuttur. Ayrıca ülkeler arasındaki bağlantı incelendiğinde özellikle Küresel Kriz esnasında yayılma etkilerinin yüksek bir senkronizasyona sahip olduğu tespit edilmiştir. Hua vd. (2022), ekonomik politika belirsizliğinin tahıl fiyatlarındaki dalgalanmalara olan etkisini incelemişlerdir. Çalışmanın bulguları, soya fasulyesi ve mısır fiyatlarının ekonomik politika belirsizliği nedeniyle önemli dalgalanmalar yaşadığını göstermektedir. Xiao vd. (2019) ise vadeli tahıl fiyatları oynaklığıyla ekonomik politika belirsizliği arasındaki ilişkiyi vurgulamış ve ekonomik politika belirsizliğinin vadeli tahıl fiyatlarını önemli ölçüde etkilediğini belirtmişlerdir. Son olarak Long vd. (2022), ekonomik politika belirsizliği ile tahıl fiyatları arasında aynı yönlü ve asimetrik bir ilişkinin varlığını ortaya koymuşlardır. Buna karşın, ekonomik politika belirsizliğinin doğrudan gıda fiyatlarına olan etkisini araştıran iki temel çalışma mevcuttur. Bunlardan ilki, Wen vd. (2021)'in söz konusu ilişkiyi simetrik ve asimetrik olarak ayrı ayrı inceledikleri çalışmadır. Çalışmada yapılan analizlerden elde edilen önemli kanıtlar bulunmaktadır. Bunlar: (i) Ekonomik politika belirsizliğindeki bir artış hem kısa hem de uzun vadede gıda fiyatlarında önemli bir artışa neden olmaktadır. (ii) Değişkenler arasında kısa dönemde asimetrik bir ilişki mevcuttur. (iii) Ekonomik politika belirsizliğinin negatif şokları gıda fiyatlarını pozitif ve anlamlı bir biçimde etkilerken, pozitif şokları negatif ancak anlamsız bir etkiye sahiptir. (iv) Uzun dönemde değişkenler arasında asimetrik bir ilişki söz konusu değildir. Konuyla ilgili diğer çalışmada ise Kirikkaleli ve Darbaz (2022), gıda

fiyatlarıyla hem ekonomik politika belirsizliğinin hem de dolar endeksi ve enerji fiyatları endeksinin ilişkisini ele almıştır. Çalışmanın bulguları, belirsizlik oynaklığının yüksek olduğu dönemlerde gıda fiyatlarının da arttığını ortaya koymuştur. Ayrıca ekonomik politika belirsizliği, gıda fiyatlarının uzun dönemli ve kalıcı nedeni olarak gösterilmektedir.

3. Veri

Bu çalışmada, 1997:01-2022:09 dönemine ait aylık veriler kullanılarak küresel ekonomik politika belirsizliği (*epu*) ile Çin (*chn*), İngiltere (*gbr*), Almanya (*ger*), Macaristan (*hun*), Güney Afrika (*rsa*), Türkiye (*tur*) ve Amerika Birleşik Devletleri (*usa*) ülkelerindeki gıda fiyatları enflasyonu arasındaki ilişkiler incelenmektedir. Ülkelere ait gıda (ve alkolsüz içecekler) enflasyonu verileri Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü'nün (OECD) veri tabanından, küresel ekonomik politika belirsizliği endeksi ise Davis (2016)'ın çalışmasından (<https://www.policyuncertainty.com/>, Erişim tarihi: 28/11/2022) temin edilmiştir. Çalışmada söz konusu ülkelerin seçilmesinin sebebi, farklı gelişmişlik düzeylerine sahip ülkelere ait kanıtların karşılaştırılmasına olanak tanımaktır. Yine aynı nedenle, ülke bazlı ekonomik politika belirsizliği endekslerinin değil, küresel ekonomik politika belirsizliğinin ülkelerdeki gıda enflasyonu üzerindeki etkisinin araştırılması tercih edilmiştir.

Grafik 3: Değişkenlere Ait Zaman Serisi Grafikleri

Hareketli ortalamalar (moving average) yöntemiyle mevsimsellikten arındırılan değişkenlere ait zaman serisi grafikleri Grafik 3'te bir arada sunulmuştur. Grafikler

incelendiğinde, değişkenlerin kırılmalar ve yapısal değişimler ile zamanla değişen trendler izledikleri göze çarpmaktadır. Bu durumun dikkate alınmasının yapılacak analizlerin güvenilirliğini artırması beklenmektedir.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

	<i>epu</i>	<i>chn</i>	<i>gbr</i>	<i>ger</i>	<i>hun</i>	<i>rsa</i>	<i>tur</i>	<i>usa</i>
Ortalama	134.1411	3.639249	2.130997	1.913755	6.318778	6.980631	25.85118	2.384787
Medyan	112.1829	2.428261	1.670131	1.419179	4.893096	6.169137	12.86947	1.988348
Maksimum	453.4012	23.16159	14.62063	17.61949	37.55041	22.30076	121.5992	13.52303
Minimum	50.26346	-5.49278	-3.3102	-3.11558	-2.78691	0.407578	1.438995	-2.84152
Std. Sapma	71.37286	5.817542	3.183618	2.711873	5.92764	4.325274	26.74228	2.51759
Çarpıklık	1.412936	1.080972	1.090099	1.740503	1.51063	0.999942	1.621364	1.364516
Basıklık	4.921025	3.977233	4.887864	9.411125	6.457059	3.771444	4.700209	6.864193
Jarque-Bera	150.3271	72.47316	107.0852	685.2066	271.3956	59.15632	172.6022	288.1374
Olasılık	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Gözlem	309							

Değişkenlerin mevsimsellikten arındırılmış formlarının özet istatistikleri ve normallik testi değerlerine Tablo 1’de yer verilmiştir. Gıda enflasyonunun en yüksek ortalama ve medyan değerleri Türkiye’ye, en düşük değerler ise Almanya’ya aittir. Yine en yüksek gıda enflasyonu oranı Türkiye’nin, en düşük oran ise Çin’indir. Çarpıklık değerleri pozitif olup, bu değerler serilerin sağa çarpık oldukları anlamına gelmektedir. Basıklık değerleri ise serilerin çoğunun basık olduğuna işaret etmektedir. Jarque-Bera Test istatistikleri ve olasılık değerleri, serilerin normal dağılım sergilemediklerini göstermektedir. Her bir değişkene ait 309 gözlem bulunmaktadır.

4. Metodoloji

Ekonomik politika belirsizliği ile gıda enflasyonu arasındaki dinamik ilişkiler, zaman serisi yöntemleri kullanılarak incelenmiştir. Analizin ilk aşamasında değişkenlerin durağanlık düzeyleri, Said ve Dickey (1984) tarafından geliştirilmiş Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilmiş Phillips-Perron (PP) ve son olarak Lee ve Strazicich (2003) tarafından geliştirilmiş tek kırılmalı birim kök testleri kullanılarak belirlenmiştir. İkinci aşamada, değişkenler arasındaki simetrik nedensellik ilişkileri Hacker ve Hatemi-J (2006) Nedensellik Testi kullanılarak araştırılmıştır. Son aşamada ise Hacker ve Hatemi-J (2006) Nedensellik Testi’ne dayanan, ancak zaman içerisinde değişkenler arasındaki değişen ilişkileri dikkate alan Zamanla Değişen Nedensellik Testi uygulanmıştır.

4.1. Birim Kök Testleri

Birim kök testleri bu çalışmada uygulanacak nedensellik testlerindeki maksimum bütünleşme derecelerini belirleyebilmek için kullanılmıştır. ADF ve PP testleri birbirini

destekleyen iki geleneksel birim kök testidir. Ancak PP Testi değişkenlerdeki otokorelasyona ve değişim varyansa karşı daha dirençlidir. Bu nedenle ikisi birlikte tercih edilen testlerin sıfır hipotezleri, değişkenin durağan olmadığı, yani birim köke sahip olduğu şeklindedir. Testlerde hesaplanan test istatistikleri mutlak olarak kritik değerlerden küçükse, H_0 reddedilememektedir. Bu durumda değişkenlerin farkları alınarak ve test süreçleri tekrar izlenerek durağan oldukları düzeyler belirlenebilir. Bu testleri desteklemek ve sonuçlarını kontrol ederek güçlendirmek amacıyla çalışmada ayrıca yeni nesil birim kök testlerinden Lee ve Strazicich (2003) tarafından geliştirilen tek kırılmalı birim kök testi kullanılmıştır. Grafik 3'te görüldüğü üzere zaman serilerindeki kırılmaları dikkate alan bu test, daha doğru sonuçların elde edilmesine olanak tanıyabilir. Değişkenlerdeki kırılmaların içsel olarak belirlendiği bu testin sıfır hipotezi değişkenin kırılmayla birlikte durağan olmadığını, yani kırılmayla birlikte birim köke sahip olduğunu ifade etmektedir. Hipotezlerin testi için Lee ve Strazicich (2003), Lagrange Çarpanları (LM) test istatistiğini geliştirmişlerdir. Hesaplanan LM istatistiği, Lee ve Strazicich'de (2003) yer alan kritik değerlerden büyükse H_0 reddedilir ve bu durum serinin durağan olduğu anlamına gelir. Tersisi durumda ise H_0 reddedilememektedir.

4.2. Nedensellik Testleri

İlk kez Granger (1969) tarafından geliştirilen nedensellik testi, yalnızca durağan durumdaki değişkenlere uygulanabilir bir yöntemdir. Bu durum, durağan olmayan serilerin farkları alınarak yapılan analizlerde uzun dönemli bilgi kaybına neden olmaktadır. Buna karşın, Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen nedensellik testine dayanan Hacker ve Hatemi-J (2006) Nedensellik Testi, değişkenler arasında eş-bütünleşme olması ve değişkenlerin aynı düzeylerde durağan olması gibi zorunlulukları içermemesi açısından kullanışlı bir yöntemdir. Ancak Hacker ve Hatemi-J (2006), Toda-Yamamoto (1995) testinden farklı olarak analizi, özellikle değişim varyans sorununu çözmeye yardımcı olan bootstrap yöntemini kullanarak yenilemiştir. Hacker ve Hatemi-J'nin (2006) de belirttikleri üzere, Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinde değişkenler arasındaki ilişkinin aşağıdaki şekilde olması beklenmektedir:

$$\begin{bmatrix} epu_t \\ foodinf_t \end{bmatrix} = \sigma_0 + \sigma_1 \begin{bmatrix} epu_{t-1} \\ foodinf_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \sigma_{p+d_{max}} \begin{bmatrix} epu_{t-p+d_{max}} \\ foodinf_{t-p+d_{max}} \end{bmatrix} + w_t \quad (1)$$

Sims (1980) tarafından geliştirilen Vektör Otoregressif Model (VAR) temelli bir yöntem olan Toda ve Yamamoto (1995) Nedensellik Testi Denklem 1'de¹ sunulmuştur. Modelde yer alan σ_0 sabit terim vektörü, $\sigma_1 \dots \sigma_{p+d_{max}}$ ise parametre vektörleridir. Burada ' p ', modele

¹ Denklemde yer alan *foodinf* değişkeni; ülkelere ait *chn*, *gbr*, *ger*, *hun*, *rsa*, *tur* ve *usa* değişkenlerini temsil etmektedir.

ilişkin uygun gecikme sayısı olup VAR modelindeki bilgi kriterleri yardımıyla, $d_{\max}$ ise maksimum bütünleşme derecesi olup değişkenlerin durağanlık seviyeleriyle belirlenmektedir. Bu değerler belirlendikten sonra VAR($p+d_{\max}$) modeli üzerinden şu hipotezler test edilmektedir:

$H_0: \sigma_1 = \sigma_2 = \dots = \sigma_p = 0$, “*epu, foodinf*’in Granger nedeni değildir” veya “*foodinf, epu*’nun Granger nedeni değildir”

H_1 : En az bir $\sigma \neq 0$, “*epu, foodinf*’in Granger nedenidir” veya “*foodinf, epu*’nun Granger nedenidir”

Bu hipotezleri test edebilmek için tıpkı Granger Nedensellik Testinde olduğu gibi katsayılar kısıt testi uygulanmaktadır. Ayrıca, Toda ve Yamamoto (1995) Wald F-istatistiğinde birtakım değişiklikler yaparak MWald istatistiği elde etmektedirler. Hesaplanan MWald istatistik değeri χ^2 dağılımı göstermektedir. Hesaplanan MWald istatistiği, χ^2 kritik değerinden büyükse sıfır hipotezi reddedilir. Bu durumda değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi olduğu söylenebilir. Ters durumda ise değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur. Hacker ve Hatemi-J (2006), bootstrap yöntemiyle değişen varyans sorununu çözerek nedensellik testinin yeni kritik değerlerini de buna göre belirlemişlerdir.

Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testi, veri setine ait dönemin bütününe ilişkin nedenselliğin varlığını sınamaktadır. Ancak bazen, incelenen dönemin tamamında nedensellik ilişkisi olmasa da alt dönemlerinde olabilmektedir. Ülkede yaşanan ekonomik-politik olaylar ve yapısal değişimler bu ilişkiyi etkileyebilmektedir. Zamanla değişen nedenselliğin önemi burada ortaya çıkmaktadır (Balcılar vd., 2010; Yılancı & Bozoklu, 2014; Erdoğan vd., 2019). Bu nedenle değişkenler arasındaki zamanla değişen nedenselliklerin incelenmesinde yarar olduğu düşünülmektedir. Bu ilişkiyi araştırırken kullanılan yöntem, Hacker ve Hatemi-J (2006) tarafından geliştirilen yönteme dayanmaktadır. Küçük örneklerde dahi normal dağılımdan sapma ve değişen varyans gibi sorunlardan bağımsız bir temele sahip bu yöntemde, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi, örneklem dönemi alt örneklemelere bölünerek incelenmektedir. Ancak burada, alt örneklemin pencere sayısının belirlenmesi önemlidir. Özellikle küçük örneklerde pencere sayısı belirlenirken oluşacak yeni boyutun, testi doğrulayacak uzunlukta olması gerekmektedir (Pesaran & Timmermann, 2005). Alt örneklemeler yaratılan bu uygulamaya *rolling window* adı verilmekte ve aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir (Balcılar vd., 2010):

$$t = \tau - l + 1, \tau - l, \dots, l, \tau = l, l + 1, \dots, T \quad (2)$$

Denklem 2'ye göre, pencere boyutu l ile gösterilmektedir. Bu boyutla oluşturulacak pencere sayısı ise T^2 'dir.² Bu çalışmada ele alınan analiz dönemi için alt örneklemeleri şu şekildedir: 1997M01-1999M11, 1997M02-1999M12, ... , 2019M10-2022M08, 2019M11-2022M09. Belirlenen pencere sayısı itibarıyla, 35 gözlemlili her bir alt örneklem öncelikle Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testi uygulanmaktadır. Ardından, her bir örneklem dönemi için ayrı bir MWald test istatistiği ve bootstrap kritik değeri türetilmektedir. Daha sonra her bir alt örneklem için, hesaplanan MWald test istatistiği, bootstrap kritik değeriyle normalleştirilmektedir. Yani hem MWald test istatistikleri hem de bootstrap kritik değerleri zamana bağlı olarak değişmektedir. Söz konusu normalleştirme işlemiyle, yine her bir alt dönem için dönemsel test istatistiği şu formülle hesaplanmaktadır:

$$\text{Dönemsel test istatistiği} = \frac{\text{Herbir alt dönem için hesaplanan MWALD değeri}}{\text{Herbir alt dönem için hesaplanan \%10 bootstrap kritik değeri}} \quad (3)$$

Denklem 3'te verilen dönemsel test istatistiği değerinin 1'den büyük olduğu dönemler için, değişkenler arasında söz konusu dönemlerde nedensellik ilişkisi olduğu bulgusuna ulaşılmaktadır. Test değerinin 1'den küçük olması ise söz konusu dönemlerde değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı anlamına gelmektedir. Bu ilişkinin daha net bir biçimde görülmesi adına, dönemsel test istatistikleri, kritik değer olan "1" ile birlikte grafiğe dökülmektedir. Grafikte, "1" çizgisinin yukarısında yer alan değerler, değişkenler arasında simetrik bir nedenselliğin olmadığını belirten temel hipotezin reddedilmesi gerektiği anlamına gelmektedir.

5. Bulgular

Çalışmada, değişkenlere öncelikle geleneksel ADF ve PP birim kök testleri ardından Lee ve Strazich (2003) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanmıştır.

Tablo 2: Geleneksel Birim Kök Testlerinin Bulguları

Değişken	ADF Testi		PP Testi	
	Test İstatistiği	Olasılık	Test İstatistiği	Olasılık
Sabitli Model				
<i>epu</i>	-3.2108*	0.0203	-2.7246	0.0710
<i>Δepu</i>	-	-	-26.062*	0.0000
<i>chn</i>	-2.6443	0.0853	-3.2471*	0.0183
<i>Δchn</i>	-7.8612*	0.0000	-	-
<i>gbr</i>	-1.4552	0.9381	-1.9426	0.3125
<i>Δgbr</i>	-6.9994*	0.0000	-13.343*	0.0000
<i>ger</i>	-0.1778	0.9381	-0.8969	0.7885

² Bu analizde pencere boyutu hesaplanırken Caspi (2017, s. 11)'nin işaret ettiği formülünden yararlanılmış ve pencere boyutu 35 olarak belirlenmiştir. Dolayısıyla, analizde 35 gözlemlili alt örneklemelerle oluşturulan toplam 275 pencere vardır.

<i>Δger</i>	-5.4101*	0.0000	-14.260*	0.0000
<i>hun</i>	-1.9795	0.2959	-1.5816	0.4908
<i>Δhun</i>	-3.0639*	0.0305	-11.232*	0.0000
<i>rsa</i>	-3.9093*	0.0022	-3.3986*	0.0117
<i>Δrsa</i>	-	-	-	-
<i>tur</i>	-2.6341	0.0873	-1.4503	0.5576
<i>Δtur</i>	-5.7339*	0.0000	-11.324*	0.0000
<i>usa</i>	-2.4304	0.1342	-1.8790	0.3421
<i>Δusa</i>	-4.8903*	0.0000	-12.929*	0.0000
Sabitli-Trendli Model				
<i>epu</i>	-5.2410*	0.0001	-4.9323*	0.0003
<i>Δepu</i>	-	-	-	-
<i>chn</i>	-2.7672	0.2108	-3.4205	0.0500
<i>Δchn</i>	-7.8392*	0.0000	-	-
<i>gbr</i>	-1.4455	0.8456	-1.9866	0.6059
<i>Δgbr</i>	-7.0254*	0.0000	-13.371*	0.0000
<i>ger</i>	-0.9104	0.9523	-1.4639	0.8398
<i>Δger</i>	-6.9032*	0.0000	-16.312*	0.0000
<i>hun</i>	-1.2247	0.9029	-0.6054	0.9777
<i>Δhun</i>	-3.4355*	0.0487	-11.439*	0.0000
<i>rsa</i>	-3.8700*	0.0144	-3.3719	0.0571
<i>Δrsa</i>	-	-	-10.402*	0.0000
<i>tur</i>	-08473	0.9590	-0.3165	0.9899
<i>Δtur</i>	-6.7933*	0.0000	-11.207*	0.0000
<i>usa</i>	-2.4060	0.3757	-1.8163	0.6947
<i>Δusa</i>	-8.0593*	0.0000	-13.023*	0.0000

*%5 istatistiki anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir.

Tablo 2’de ADF ve PP testlerine ait sabitli ve sabitli-trendli modellerin bulgularına yer verilmiştir. Değişkenlerden *epu*, sabitli ADF ve sabitli-trendli ADF ve PP testlerinin bulgularına göre %5 anlamlılık düzeyinde, sabitli PP testinin bulgusuna göre %10 anlamlılık düzeyinde I(0) (düzeyde durağan)’dır. Yine *chn* ve *rsa* değişkenleri bu kombinasyonların üçünde I(0), birinde I(1) (fark durağan) olarak bulunmuştur. Diğer değişkenlerin tamamı I(1)’dir.

Tablo 3: Kırılmalı Birim Kök Testi Bulguları

Değişken	Test İstatistiği	Kritik Değer (%5)	Kırılma Tarihi
Model A			
<i>epu</i>	-4.3172*	-3.2990	2019:07
<i>Δepu</i>	-	-	-
<i>chn</i>	-5.5062*	-3.2990	2005:01
<i>Δchn</i>	-	-	-
<i>gbr</i>	-2.4812	-3.2990	2009:05
<i>Δgbr</i>	-3.3350*	-3.2985	2017:02
<i>ger</i>	-2.4868	-3.2990	2018:02

Δger	-3.3156*	-3.2985	2007:03
hun	-2.4757	-3.2990	2010:04
Δhun	-4.0680*	-3.2985	2010:03
rsa	-4.8450*	-3.2990	2002:12
Δrsa	-	-	-
tur	-2.8483	-3.2990	2002:03
Δtur	-4.0856*	-3.2985	2010:02
usa	-2.9010	-3.2990	2009:03
Δusa	-6.9634*	-3.2985	2010:05
Model C			
epu	-4.8222*	-3.9564	2018:06
Δepu	-	-	-
chn	-5.8224*	-4.0127	2004:04
Δchn	-	-	-
gbr	-4.9933*	-4.0696	2013:09
Δgbr	-	-	-
ger	-5.2765*	-3.9606	2020:02
Δger	-	-	-
hun	-5.0888*	-3.9516	2019:01
Δhun	-	-	-
rsa	-4.9754*	-3.9791	2003:04
Δrsa	-	-	-
tur	-4.0472*	-3.9564	2002:02
Δtur	-	-	-
usa	-5.7417*	-4.0503	2014:12
Δusa	-	-	-

*%5 istatistiki anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir.

Tablo 3'te Lee ve Strazicich (2003) birim kök testine ait Model A (sabitli) ve Model C (sabitli-trendli) bulguları sunulmuştur. Değişkenlerde yapısal kırılmalar olduğu bu testin önemli bir bulgusudur. Ayrıca Model A'nın sonuçları geleneksel birim kök testlerinin bulgularını desteklemektedir. Öyle ki, epu , chn ve rsa değişkenleri $I(0)$ iken, gbr , ger , hun , tur ve usa değişkenleri $I(1)$ 'dir. Model C'de ise tüm değişkenler $I(0)$ olarak bulunmuştur. Bütün bu bulguların ortak paydaları bir araya getirilerek epu , chn ve rsa değişkenleri $I(0)$, gbr , ger , hun , tur ve usa değişkenleri ise $I(1)$ olarak kabul edilmiş ve maksimum bütünleşme dereceleri buna göre belirlenmiştir.

Tablo 4: Hacker ve Hatemi-J (2006) Simetrik Nedensellik Testi Bulguları

Sıfır Hipotezi	MWALD	Kritik Değer	Uygun Gecikme Sayısı (p)	Bütünleşme Derecesi (d_{max})
$epu \rightarrow chn$	0.385	4.626	1	0
$chn \rightarrow epu$	3.205	4.744		
$epu \rightarrow gbr$	1.883	6.057	2	1
$gbr \rightarrow epu$	0.417	6.122		

<i>epu→ger</i>	0.655	3.778		
<i>ger→epu</i>	0.285	3.889	1	1
<i>epu→hun</i>	2.969	6.214		
<i>hun→epu</i>	2.514	6.176	2	1
<i>epu→rsa</i>	4.567	8.270		
<i>rsa→epu</i>	1.375	8.497	3	0
<i>epu→tur</i>	2.731	6.024		
<i>tur→epu</i>	1.740	5.969	2	1
<i>epu→usa</i>	8.855*	7.972		
<i>usa→epu</i>	7.002**	6.234	3	1

* ve ** sırasıyla, %5 ve %10'a göre anlamlılık düzeyini ifade etmektedirler.

Not: Uygun gecikme sayısı (p) Hatemi-J Bilgi Kriteri'ne göre belirlenmiştir. Bootstrap simülasyonu 10000 olarak uygulanmıştır.

Tablo 4'te, 1997:01-2022:09 döneminin tümü için tahmin edilen Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik testi bulgularına yer verilmiştir. Buna göre, hesaplanan MWald test istatistikleri kritik değerlerden küçük oldukları için *epu*'dan *chn*, *gbr*, *ger*, *hun*, *rsa* ve *tur*'a doğru ve *chn*, *gbr*, *ger*, *hun*, *rsa* ve *tur*'dan *epu*'ya doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Buna karşın, hesaplanan MWald test istatistikleri kritik değerlerden büyük olduğu için *epu*'dan *usa*'ya doğru %5 anlamlılık düzeyinde, *usa*'dan *epu*'ya doğru ise %10 anlamlılık düzeyinde bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Küresel çaptaki ekonomik politika belirsizliklerinin ülkelerdeki makroekonomik faktörleri etkilemiyor olduğunu söylemek kulağa ilginç gelmektedir. Teori ve literatürle bağlantılı olarak düşünüldüğünde, Amerika Birleşik Devletleri verisi için özellikle ekonomik politika belirsizliğinden gıda enflasyonuna doğru var olan nedensellik ilişkisi beklentilerle uyumludur. Ancak diğer ülkelerin analiz bulguları bunun tam tersinedir. Ayrıca mevcut değişkenlerin trendlerinde yaşanan dalgalanmalar ve yapısal kırılmalar, akla bu ilişkinin simetrik bir yapı izlemeyebileceğini getirmektedir. Bu nedenle, çalışmanın devamında, yine aynı test sürecini dikkate alan zamanla değişen nedensellik testi uygulanmıştır.

Tablo 5: Zamanla Değişen Nedensellik Testi Bulguları

Nedenselliğin Yönü	Nedensellik Dönemleri
<i>epu→chn</i>	1998:05-2013:01~2013:05-2020:08
<i>epu→gbr</i>	1998:03-2002:12~2008:06-2022:09
<i>epu→ger</i>	1998:08-2002:03~2006:01-2020:10
<i>epu→hun</i>	1998:05-2001:11~2003:03-2006:01~2011:06-2018:09~2019:06-2022:07
<i>epu→rsa</i>	1997:05-2020:12
<i>epu→tur</i>	1997:01-2000:12~2002:01-2005:03~2011:03-2017:01~2019:09-2022:08
<i>epu→usa</i>	1998:08-2002:06~2002:09-2022:09

Zamanla değişen nedensellik testine ait özet bulgular Tablo 5’te sunulmuştur.³ Dönemin tamamı için simetrik olarak araştırıldığında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilemezken, zamanla değişen nedenselliğe ilişkin önemli bulgular elde edilmiştir. Yani, ülkelerde yaşanan ekonomik-politik olaylar ve yapısal değişimlerin, ekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi dönemsel olarak farklı düzeylerde etkileyebileceği fikri doğrulanmıştır. Zamanla değişen bulgulara göre, özellikle Çin, Macaristan, Güney Afrika ve Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeler ile Amerika Birleşik Devletleri’nde gıda fiyatlarının, ekonomik politika belirsizliğinden etkilenme dönemleri oldukça uzundur. Almanya ve İngiltere’de ise 1998’de başlayıp 2002 yılında biten nedensellik ilişkisinin Küresel Finansal Kriz ile birlikte tekrar başladığını söylemek mümkündür. Ayrıca, tüm ülkeler için özellikle 1990’lı yılların sonları ve 2000’li yılların başında yaşanan Asya Krizi ve gelişmekte olan ülke krizleri, 2008’de başlayan Küresel Finans Krizi ve son yıllarda Covid-19 Pandemisi ile birlikte sağlık sektöründe başlayan kriz dönemlerinde ekonomik politika belirsizliğinden gıda fiyatlarına doğru nedensellik ilişkisi de yoğunlaşmıştır. Zamanla değişen nedensellik testinden elde edilen bu bulgular, Wang ve Zheng (2019), Xiao vd. (2019), Hua vd. (2022), Long vd. (2022), Wen vd. (2021) ve Kirikkaleli ve Darbaz (2022) çalışmalarıyla genel anlamda uyumludur.

6. Sonuç

Bu çalışma, ekonomik politika belirsizliği ile gıda fiyatları arasındaki ilişkileri inceleyerek gıda fiyatları literatürüne katkıda bulunmayı amaçlamıştır. Bu amaç doğrultusunda, 1997:01-2022:09 dönemine ait aylık bazda veriler kullanılarak ekonomik politika belirsizliğinin farklı gelişmişlik düzeylerine sahip yedi ülkedeki gıda fiyatları enflasyonuna etkisi araştırılmıştır. Bunun için hem simetrik hem de zamanla değişen nedensellik testleri kullanılmıştır. Bu analizlerden elde edilen önemli bulgular bulunmaktadır. Çalışmanın bulgularından ilki, değişkenler arasında (Amerika Birleşik Devletleri verisi hariç) herhangi bir simetrik nedensellik ilişkisi olmamasıdır. İkinci olarak, zamanla değişen nedensellik analizinde değişkenler arasında farklı dönemlerde nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir. Üçüncü olarak, gelişmekte olan ülkelerde ve Amerika Birleşik Devletleri’nde gıda fiyatlarının ekonomik politika belirsizliğinden etkilenme süreleri görece daha uzundur. Dördüncü olarak ise kriz dönemlerinde, tüm ülkelerde ekonomik politika belirsizliğinden gıda fiyatlarına doğru nedensellik ilişkisi yoğunluk kazanmaktadır. Bu bulgular, önemli çıkarımlara işaret etmektedir. Bunlardan ilki, ekonomik politika belirsizliğinden gıda fiyatlarına doğru doğrusal olmayan, zamanla değişen ilişkilerin varlığıdır. İkincisi, gelişmekte olan ülkelerdeki gıda fiyatlarının ekonomik politika belirsizliğine daha hassas

³ Her bir ülke için testten elde edilen test istatistikleri ve kritik değerlerin birlikte gösterildikleri grafikler EK’te yer almaktadır.

olabileceğine ilişkin ipuçlarının varlığıdır. Üçüncüsü, Amerika Birleşik Devletleri'nin gıda fiyatlarının ekonomik politika belirsizliğinden hem simetrik hem de zamanla değişen anlamda oldukça güçlü bir biçimde etkilenmesidir. Dördüncüsü, ekonomik politika belirsizliğinin gıda fiyatlarını kriz dönemlerinde ve özellikle son dönemde Covid-19 Pandemisi ile birlikte daha güçlü etkilemesidir. Sonuncusu ise yapılan analizlerle gıda fiyatlarındaki enflasyonu ekonomik politika belirsizliğine bağlayarak mevcut literatürün zenginleştirilmesidir. Ekonomik politika belirsizliği gıda fiyatlarındaki artışların tek ve öncü nedeni olmamakla birlikte, sınırlı literatürle beraber bu çalışmadan elde edilen bulgular da ekonomik politika belirsizliğinin gıda enflasyonun önemli dinamiklerinden biri olabileceğine dair kanıtlar sunmaktadır. Dolayısıyla, gıda enflasyonu ile mücadelede ülkeler, ekonomik politika belirsizliğinden kurtulmanın yollarını arayabilirler. Ayrıca hükümetler etkili ekonomi politikası müdahaleleriyle gıda fiyatlarında istikrarı sağlayabilme potansiyeline sahiptirler. Covid-19 Pandemisi ve devamındaki tecrübeler, ilerleyen dönemlerde gıda arzının azalacağına dair endişeleri artırmaktadır. Bu nedenle, olası bir gıda krizinin hızlıca önlenmesi adına hükümetler gıda üretimi, tedariki, ticareti ve gıda arzı güvenliğinin sürdürülebilirliğini sağlamaktan sorumludurlar.

Çalışmanın bulguları önemli çıkarımlara işaret etse de bu alandaki mevcut bilgiler kesin kanıtlara varmak adına oldukça yetersizdir. Bu nedenle, gıda fiyatları üzerinde ekonomik politika belirsizliğinin potansiyel etkileri daha fazla kanıta muhtaçtır. Küresel ısınma ve iklim değişikliği gibi nedenlerle de önümüzdeki dönemlerde daha fazla artması beklenen gıda fiyatlarının dinamiklerinin daha derin araştırılması gerekmektedir. Gelecek çalışmalar, gıda fiyatlarında enflasyona neden olan faktörleri araştırırken ekonomik politika belirsizliğini de açıklayıcı bir değişken olarak göz önünde bulundurabilirler. Bunu yaparken doğrusal olmayan, asimetrik yöntemlerin kullanılmasının daha değerli bilgiler sağlayacağı düşünülmektedir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar çıkar çatışması beyan etmemişlerdir.

Finansal Destek: Yazar finansal destek beyan etmemişlerdir.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: The author has no conflict of interest to declare.

Grant Support: The author declared that this study has received no financial support.

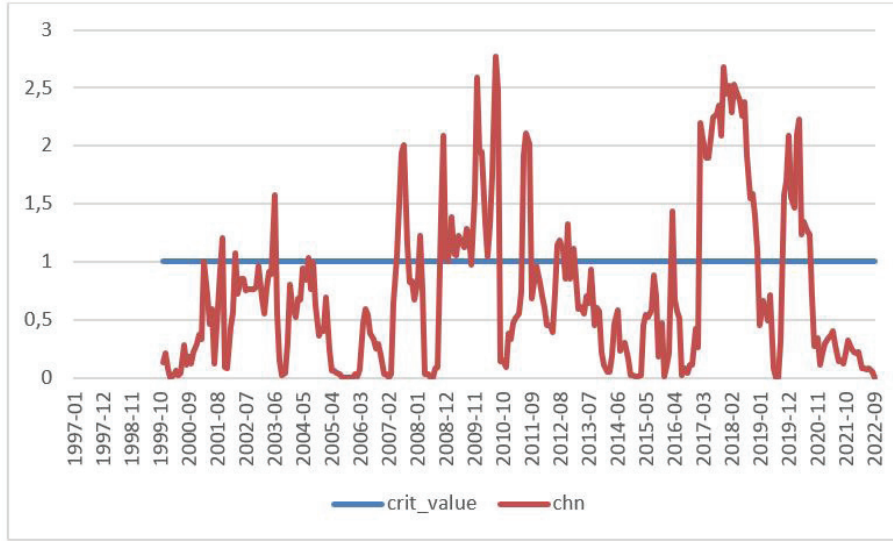
Kaynakça/References

- Al-Thaqeb, S. A., Algharabali, B. G., & Alabdulghafour, K. T. (2022). The pandemic and economic policy uncertainty. *International Journal of Finance & Economics*, 27(3), 2784-2794. Doi: <https://doi.org/10.1002/ijfe.2298>
- Bairagi, S., Mishra, A. K., & Mottaleb, K. A. (2022). Impacts of the COVID-19 pandemic on food prices: Evidence from storable and perishable commodities in India. *PloS one*, 17(3), e0264355. Doi: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0264355>
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, 131(4), 1593-1636. Doi: <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Balcilar, M., Ozdemir, Z. A., & Arslanturk, Y. (2010). Economic growth and energy consumption causal nexus viewed through a bootstrap rolling window. *Energy Economics*, 32(6), 1398-1410. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.05.015>
- Barrett, C. B., Fanzo, J., Herrero, M., Mason-D'Croz, D., Mathys, A., Thornton, P. K., ... & Majele Sibanda, L. (2021). COVID-19 pandemic lessons for agri-food systems innovation. *Environmental Research Letters*, 16(10), 101001. Doi: <https://doi.org/10.3929/ethz-b-000505271>
- Beckman, J., Baquedano, F., & Countryman, A. (2021). The impacts of COVID-19 on GDP, food prices, and food security. *Q Open*, 1(1), qoab005. Doi: <https://doi.org/10.1093/qopen/qoab005>
- Birgani, R. A., Kianirad, A., Shab-Bidar, S., Djazayeri, A., Pouraram, H., & Takian, A. (2022). Climate Change and Food Price: A Systematic Review and Meta-Analysis of Observational Studies, 1990-2021. *American Journal of Climate Change*, 11(2), 103-132. Doi: 10.4236/ajcc.2022.112006
- Caspi, I. (2013). Rtsdf: Testing for bubbles with EViews. *Journal of Statistical Software*, 81(1), 1-16. Doi: 10.18637/jss.v081.c01
- Davis, S. J. (2016). An index of global economic policy uncertainty (No. w22740). National Bureau of Economic Research. Doi: 10.3386/w22740
- Dorward, A., & Giller, K. E. (2022). Change in the climate and other factors affecting agriculture, food or poverty: An opportunity, a threat or both? A personal perspective. *Global Food Security*, 33, 100623. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2022.100623>
- Erdoğan, S., Gedikli, A., & Kırcı, M. (2019). A note on time-varying causality between natural gas consumption and economic growth in Turkey. *Resources Policy*, 64, 101504. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101504>
- Fasanya, I. O., & Olawepo, F. (2018). Determinants of food price volatility in Nigeria. *Agric. Tropic. Subtropic*, 51(4), 165-174. Doi: 10.2478/ats-2018-0019
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438. Doi: <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Hacker, R. S. & Hatemi-J, A. (2006). Tests for Causality between Integrated Variables Using Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500. Doi: <https://doi.org/10.1080/00036840500405763>
- Hua, J., Li, H., He, Z., Ding, J., & Jin, F. (2022). The Microcosmic Mechanism and Empirical Test of Uncertainty on the Non-Linear Fluctuation of Chinese Grain Prices-Based on the Perspective of Global Economic Policy Uncertainty. *Agriculture*, 12(10), 1526. Doi: <https://doi.org/10.3390/agriculture12101526>
- Irz, X., Niemi, J., & Liu, X. (2013). Determinants of food price inflation in Finland—The role of energy. *Energy Policy*, 63, 656-663. Doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2013.09.023>
- Ismaya, B. I., & Anugrah, D. F. (2018). Determinant of food inflation: The case of Indonesia. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 21(1), 1-14. Doi: <https://doi.org/10.21098/bemp.v21i1.926>

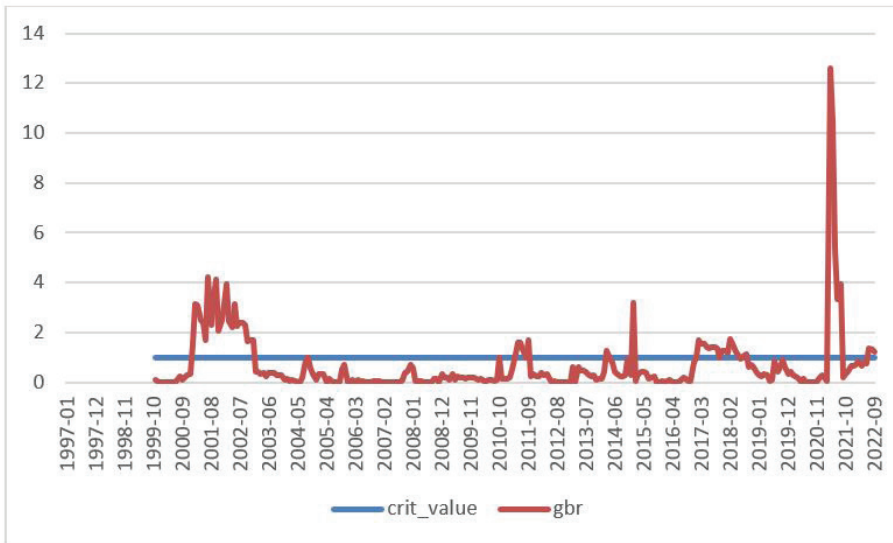
- Kido, Y. (2018). The transmission of US economic policy uncertainty shocks to Asian and global financial markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, 46, 222-231. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.04.008>
- Kirikaleli, D., & Darbaz, I. (2022). New insights into an old issue: modelling the US food prices. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 1-15. Doi: <https://doi.org/10.1007/s12076-022-00319-3>
- Lee, J. & Strazicich, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 1082-1089. Doi: <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>
- Li, J., Li, C. & Chavas, J.P. (2017). Food price bubbles and government intervention: is China different? *The Canadian Journal of Agricultural Economics*. 65 (1), 135-157. Doi: <https://doi.org/10.1111/cjag.12106>
- Long, S., Li, J., & Luo, T. (2022). The asymmetric impact of global economic policy uncertainty on international grain prices. *Journal of Commodity Markets*, 100273. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2022.100273>
- Mawejje, J. (2016). Food prices, energy and climate shocks in Uganda. *Agricultural & Food Economics*, 4 (1), 1-18. Doi: 10.1186/s40100-016-0049-6
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) Veri tabanı.
- Pesaran, M. H., & Timmermann, A. (2005). Small sample properties of forecasts from autoregressive models under structural breaks. *Journal of Econometrics*, 129(1-2), 183-217. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.09.007>
- Phillips, P. C. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75 (2), 335-346. Doi: <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Rasul, G. (2021). Twin challenges of COVID-19 pandemic and climate change for agriculture and food security in South Asia. *Environmental Challenges*, 2, 100027. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.envc.2021.100027>
- Rehman, F. U., & Khan, D. (2015). The determinants of food price inflation in Pakistan: An econometric analysis. *Advances in Economics and Business*, 3(12), 571-576. Doi: 10.13189/aeb.2015.031205
- Said, S. E. & Dickey, D. A. (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. *Biometrika*, 71(3), 599-607. Doi: <https://doi.org/10.1093/biomet/71.3.599>
- Samal, A., Ummalla, M., & Goyari, P. (2022). The impact of macroeconomic factors on food price inflation: an evidence from India. *Future Business Journal*, 8(1), 1-14. Doi: <https://doi.org/10.1186/s43093-022-00127-7>
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48(1), 1-48. Doi: <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. Doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Van Bodegom, A., & Koopmanschap, E. (2020). *The COVID-19 pandemic and climate change adaptation*. Wageningen Centre for Development Innovation: Wageningen, The Netherlands, 1-24.
- Wahidah, N. L., & Antriandarti, E. (2021). Impact of climate change and Coronavirus Disease (COVID-19) on inflation in Indonesia. In *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science* (Vol. 724, No. 1, p. 012105). IOP Publishing. Doi: 10.1088/1755-1315/724/1/012105
- Wang, J., & Zheng, Y. (2019). Economic policy uncertainty and grain prices volatility. *The Frontiers of Society, Science and Technology*, 1(10), 37-64. Doi: 10.25236/FSST.2019.011004
- Wen, J., Khalid, S., Mahmood, H., & Zakaria, M. (2021). Symmetric and asymmetric impact of economic policy uncertainty on food prices in China: a new evidence. *Resources Policy*, 74, 102247. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102247>
- Xiao, X., Tian, Q., Hou, S., & Li, C. (2019). Economic policy uncertainty and grain futures price volatility: evidence from China. *China Agricultural Economic Review*, 11(4), 624-654. Doi: 10.1108/CAER-11-2018-0224
- Yılancı, V., & Bozoklu, Ş. (2014). Türk sermaye piyasasında fiyat ve işlem hacmi ilişkisi: Zamanla Değişen Asimetrik Nedensellik Analizi. *Ege Academic Review*, 14(2). <https://www.policyuncertainty.com/>, (Erişim tarihi: 28/11/2022).

EKLER

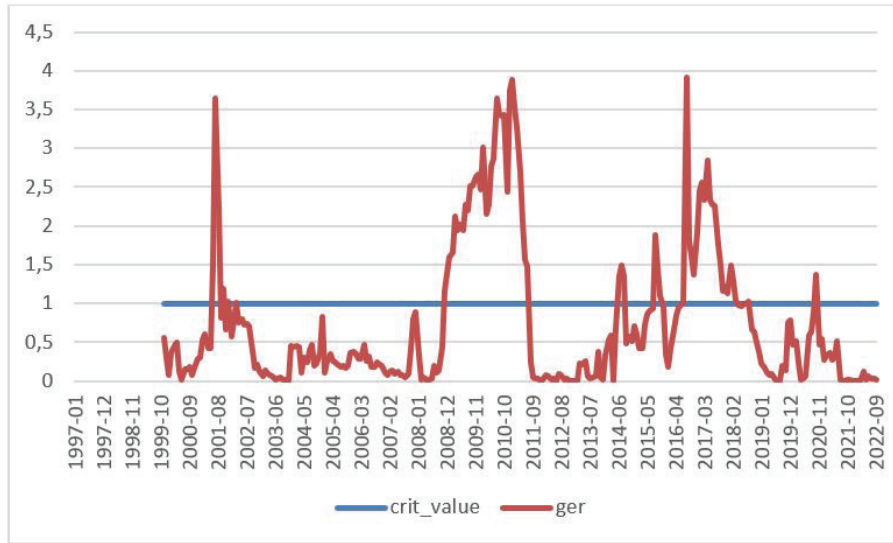
Grafik 4: Ekonomik Politika Belirsizliğinden Çin’de Gıda Fiyatlarına Doğru Zamanla Değişen Nedensellik



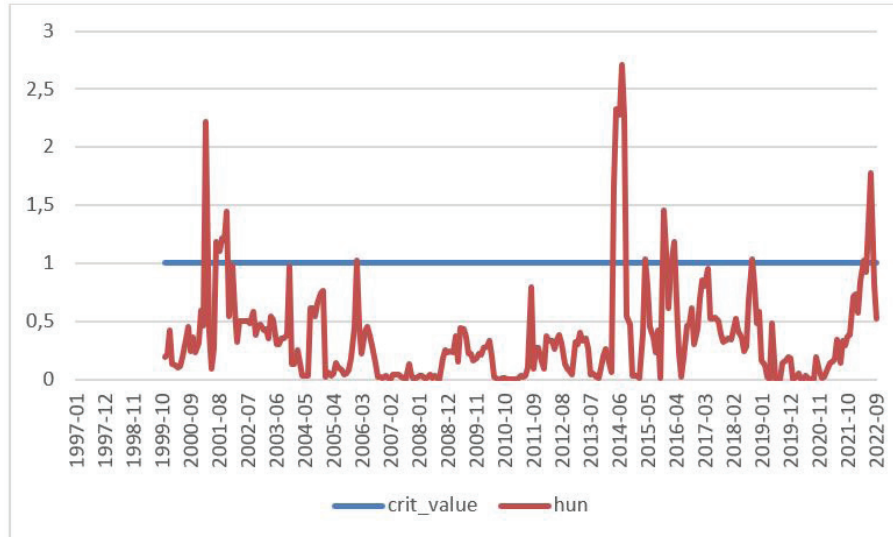
Grafik 5: Ekonomik Politika Belirsizliğinden İngiltere’de Gıda Fiyatlarına Doğru Zamanla Değişen Nedensellik



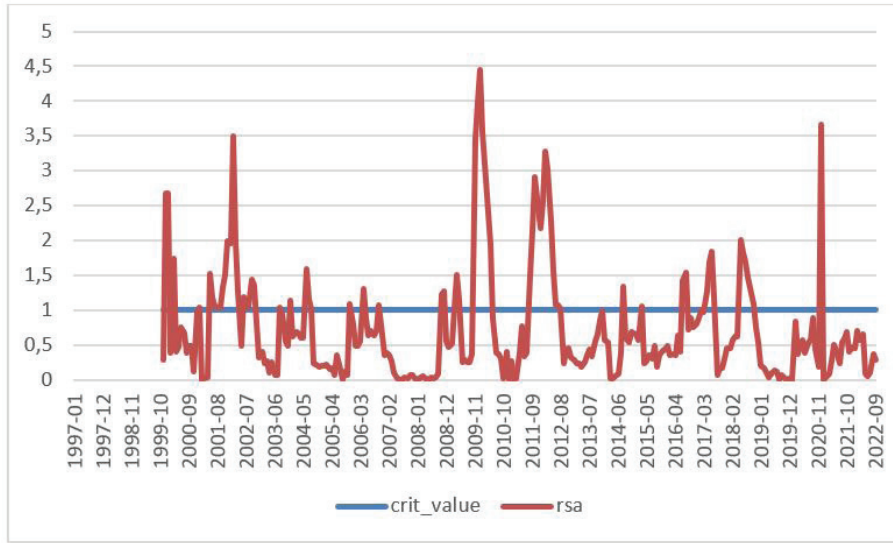
Grafik 6: Ekonomik Politika Belirsizliğinden Almanya’da Gıda Fiyatlarına Doğru Zamanla Değişen Nedensellik



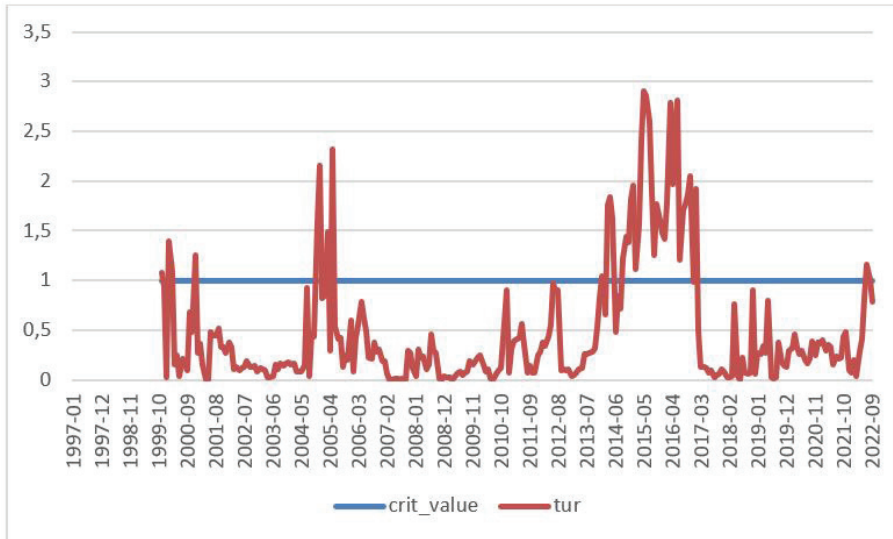
Grafik 7: Ekonomik Politika Belirsizliğinden Macaristan’da Gıda Fiyatlarına Doğru Zamanla Değişen Nedensellik



Grafik 8: Ekonomik Politika Belirsizliğinden Güney Afrika'da Gıda Fiyatlarına Doğru Zamanla Değişen Nedensellik



Grafik 9: Ekonomik Politika Belirsizliğinden Türkiye'de Gıda Fiyatlarına Doğru Zamanla Değişen Nedensellik



Grafik 10: Ekonomik Politika Belirsizliğinden Amerika Birleşik Devletleri'nde Gıda Fiyatlarına Doğru Zamanla Değişen Nedensellik

