

Türkiye’de Enerji Enflasyonunun Enflasyon Oranları Üzerindeki Etkisi

Effect of Energy Inflation on Inflation Rates in Turkey

Vildan Aygün ALICI 
Alaattin KIZILTAN 

Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi,
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi,
İktisat Bölümü, Rize, Türkiye



ÖZ

Bu çalışmada Türkiye’de enerji fiyatlarındaki değişimin enflasyon oranları üzerindeki etkisini incelemek ve bu bağlamda Türkiye’nin enerji ithalatına bağımlı olmasından yola çıkarak enerji üretiminin önemi üzerinde durmak amaçlanmıştır. Bu amaçla çalışmada, 2003:01–2021:11 dönemi arasındaki aylık veriler kullanılarak enerji enflasyonunu temsilen elektrik, gaz ve diğer yakıtların yıllık yüzde değişimi (%) ve enflasyon oranlarını temsilen ise tüketici fiyat endeksinin yıllık yüzde değişimi (%) değişkenleri kullanılmıştır. Değişkenlerde yapısal kırılmaların olabileceğinden hareketle serilere öncelikle Bai-Perron Çoklu Kırılma analizi yapılmıştır. Yapısal kırılmaların tespitinin ardından eşbütünleşme analizine geçmeden önce serilerin durağanlığı Narayan ve Popp (2010) Çift Kırılmalı Birim Kök Testi ile incelenmiştir. Değişkenlerin seviyelerinde durağan olmamalarından hareketle eşbütünleşme testine geçilmiştir. Bu doğrultuda değişkenlerin uzun dönemli ilişkisinin tespit edilmesinde tek kırılmayı dikkate alan Gregory ve Hansen (1996) Testi ile iki kırılmayı dikkate alan Hatemi-J (2008) Testi yapılmıştır. Analizler sonucunda değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiği sonucuna ulaşılmıştır.

Jel Kodlar: A10, C22, E31

Anahtar Kelimeler: Enflasyon Oranları, Enerji Enflasyonu, Kırılmalı Eşbütünleşme Testi

ABSTRACT

This study aimed to examine the effect of the change in energy prices on inflation rates in Turkey and to emphasize the importance of energy production based on Turkey’s dependence on energy imports. For this purpose, the annual percentage change in electricity, gas, and other fuels (%) to represent energy inflation and the annual percentage change (%) of consumer price index to represent inflation rates were used in the study, using monthly data between 2003:01 and 2021:11. Considering that there may be structural breaks in the variables, Bai-Perron Multiple Breakage analysis was performed first on the series. After detecting the structural breaks, the stationarity of the series was examined by Narayan and Popp (2010) Double Break Unit Root Test before proceeding to the cointegration analysis. Considering that the variables are not stationary at their levels, the cointegration test was started. In this direction, the Gregory and Hansen (1996) test, which takes into account the single break, and the Hatemi-J (2008) test, which takes into account the two breaks, were used to determine the long-term relationship of the variables. As a result of the analysis, it was concluded that the variables act together in the long run.

Jel Codes: A10, C22, E31

Keywords: Energy inflation, fractional cointegration test, inflation rates

Giriş

Enerji sanayileşmenin ve insan hayatının sürdürülebilirliği açısından önemli bir kaynak niteliği dolayısıyla günümüz ekonomileri için tartışılmaz bir öneme sahiptir. Enerji kaynaklarının dünyanın her yerinde eşit bir şekilde dağılmadığından dolayı enerji üretimi de dünyanın her yerinde aynı miktarlarda üretilmemektedir. Dolayısıyla enerji üretiminde talebi karşılamada yetersiz olması ülkelerin enerjiyi nispeten daha fazla enerji üreten ülkelere ithal etmesini gerekli kılmaktadır. Bu durumda enerjinin nispeten az olduğu ekonomilerin uluslararası fiyat dalgalanmalarından etkilenmesini neden olmaktadır. Türkiye enerji üretiminde yeterli kaynağa sahip olmadığı dolayısıyla enerji ithalatçısı konumundadır. Bu durum uluslararası enerji fiyatlarının Türkiye’nin yurtiçi enerji fiyatları üzerinde önemli bir maliyet oluşturmakta ve yurtiçi fiyatları etkilemesi sonucunu doğurmaktadır. Enerji fiyatlarındaki değişim aynı

Geliş Tarihi/Received: 26.01.2022

Kabul Tarihi/Accepted: 30.06.2022

Yayın Tarihi/Publication Date: 24.01.2023

Sorumlu Yazar/Corresponding Author:

Vildan Aygün ALICI

E-mail: vildan.aygun@erdogan.edu.tr

Cite this article as: Alıcı, V. A., & Kızıltan, A. (2023). Effect of energy inflation on inflation rates in Turkey. *Trends in Business and Economics*, 37(1), 12-22.



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

zamanda ülkelerin makroekonomik değişkenlerini de etkilemektedir. Makroekonomik göstergelerden biri olan enflasyon oranının hem enerjinin ham maddesinin ithal ediliyor olması hem de enflasyon içerisinde enerjinin payı açısından enerji fiyatlarından etkilendiği düşünülmektedir. Enflasyon olgusu, fiyatlar genel seviyesinin sürekli olarak artışı olarak tanımlanmakta ve talep ve maliyet enflasyonu olarak iki türü bulunmaktadır. Nüfusun artması dolayısıyla enerji tüketim isteğinin artması Türkiye’de kaynakların yetersizliğinden dolayı enerji talebinin enerji arzını aşması duruma sebep olmakta bu durum ise talep enflasyonuna neden olmaktadır. Aynı zamanda kaynaklarının yetersizliğinden dolayı Türkiye’nin enerji ithalat bağımlılığının artmasına neden olmaktadır. Bu açılarından bakıldığında ise enerji fiyatları ile enflasyon oranları arasında bir ilişki olduğu düşünülmektedir.

Literatürdeki çalışmalar çoğunlukla enerji fiyatları ile enflasyon oranları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu yönünde olup şu şekilde özetlenmektedir. Örneğin Mork ve Hall (1979), çalışmalarında ABD ekonomisinde 1973 sonları ile 1974 başlarında enerji fiyatlarındaki hızlı artışın 1970’li yıllardaki enflasyon ve derin durğunluğun açıklamasında baskın bir rol oynadığını ileri sürmüşlerdir. Qianqian (2011), çalışmasında Çin ekonomisinde petrol fiyatlarındaki artışın, toplam net ihracatı, reel çıktıyı düşüreceği ve fiyatlar genel seviyesini ise artıracaklarını ileri sürmüştür. Berument ve Taşçı (2002), Türkiye ekonomisini ele aldıkları çalışmalarında, petrol fiyatlarının enflasyonist etkisini incelemişlerdir. Bu doğrultuda petrol fiyatlarındaki belirli bir artışın genel fiyat düzeyini ne kadar etkilediğinin ücretlerin, karların, faizlerin ve kira giderlerinin davranışına bağlı olduğunu ileri sürmüşlerdir. Koçak ve ark. (2017), çalışmalarında Türkiye’de 2003–2017 tarihleri arasında petrol fiyatlarındaki %1’lik artışın TÜFE’de %3’lük bir artışa yol açacağını ileri sürmüşlerdir. Aynı zamanda yapılan nedensellik testi doğrultusunda petrol fiyatlarının enflasyonun nedeni olduğu sonucunu ileri sürmüşlerdir. Türk ve ark. (2018), çalışmalarında Türkiye’de 2003–2006 yılları arasında enerji fiyatları ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi elektrik fiyatları üzerinden incelemişlerdir. Bu doğrultuda enerji fiyatlarındaki bir birimlik artışın enflasyon oranlarını 0,41 birim artıracaklarını ileri sürmüşlerdir.

Merkez bankasının bültenlerinde sıklıkla yer verilmesi ve enerji üretimindeki hammaddenin dışardan ithal ediliyor olması ve aynı zamanda enerji fiyatlarının TÜFE içerisindeki payı dikkate alınarak bu çalışmanın yapılması gerekli görülmüştür. Çalışmada Türkiye’de 2003:01–2021:11 dönemini kapsayan aylık frekanslı enflasyon oranları ve enerji enflasyonu serileri arasındaki uzun dönemli ilişkinin tespitinde tek kırılmayı dikkate alan Gregory ve Hansen (1996) Testi ile iki kırılmayı dikkate alan Hatemi-J (2008) Testleri kullanılmıştır. Eşbütünlük analizi için kırılmayı dikkate alan eşbütünlük testlerinin kullanılıyor olması ve aynı zamanda enerjiyi temsilen sıklıkla literatürde kullanılan petrol fiyatları değil elektrik, gaz ve diğer yakıtlarının kullanılıyor olması çalışmanın literatüre katkı sağlayacağı öngörülmektedir. Aynı zamanda enerji fiyatlarının enflasyon oranları üzerindeki etkisinin ele alınıyor olması politika yapıcılar için yol gösterici nitelikte olacaktır.

Çalışmanın birinci bölümünde enerji enflasyonu ve enflasyon oranları arasındaki ilişki hem talep hem de arz yönlü ele alınmıştır. Bu iki değişken arasındaki ilişkiyi ele alan çalışmalar değerlendirilmiştir. Üçüncü bölümde çalışmanın veri seti ve kullanılmakta olan ekonometrik yöntem tanımlanmakta ve dördüncü bölümde ise analize ait bulgulara yer verilip, sonuçlar hem teorik altyapı hem de literatürdeki çalışmalar nezdinde değerlendirilmiştir. Son olarak

çalışmanın sonuç kısmında enerji enflasyonu ve enflasyon oranları arasındaki ilişki hakkında genel bir değerlendirme yapıp gerekli öneriler yapılmıştır.

Enerji ile Enflasyon Oranları Arasındaki İlişki

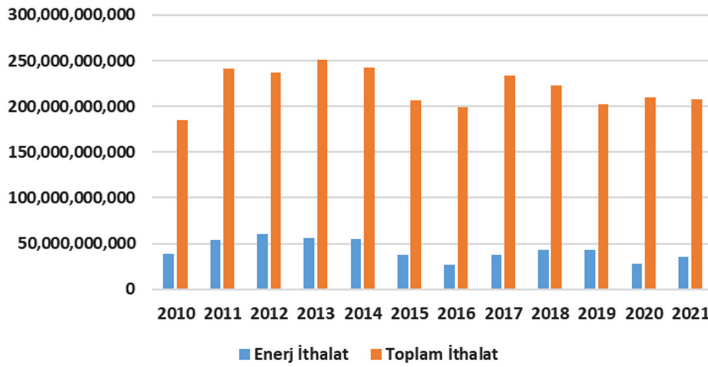
Enerji sanayileşmenin ve insan hayatının sürdürülebilirliği için önemli bir kaynak niteliğindedir. Bu doğrultuda enerji günümüz dünyası içinde tartışılmaz bir öneme sahiptir (Banos ve ark., 2011, s. 1753). Enerji kaynakları dengesiz dağıldığından dolayı dünyanın her yerinde enerji aynı miktarda üretilmemektedir. Ve bu durum enerji üretiminin nispeten az olduğu ülkelerin enerji üretiminin nispeten fazla olduğu ülkelere ithalat bağımlılığını artırmaktadır. Bu açıdan bakıldığı zaman enerji üretimi fazla olan yani enerjiyi ihraç edebilen ülkelerin ekonomilerinin olumlu yönde etkilenmesi enerji üretimin yeterli olmadığı yani enerjiyi ithal etmek durumunda olan ülkelerin ekonomilerinin ise bu durumdan olumsuz yönde etkilenmesi beklenmektedir.

Türkiye’nin kaynakları enerji üretimi için yeterli olmadığından dolayı Türkiye enerji ithalatçısı konumundadır. Bundan dolayı uluslararası piyasalarda belirlenen enerji fiyatları Türkiye’nin yurtiçi enerji fiyatları için önemli bir maliyet unsuru haline gelmektedir. Enerji fiyatlarının artması Türkiye gibi enerjiyi üretecek yeterli kaynağı olmayan ülkelerin ekonomilerini olumsuz yönde etkilemektedir. Enerji üretmekte kaynakları yetersiz kalan ve enerjiyi ithal etmek durumunda olan ülkelere enerji fiyatlarının artması enflasyon, cari açık, bütçe açığı ve dolayısıyla ekonomik büyümenin etkilenmesi gibi olumsuz sonuçlar doğurmaktadır. 2010–2021 yılları itibarı ile Türkiye’nin toplam ithalatı ve enerji ithalatı verileri Şekil 1’de gösterilmiştir.

Şekil 1’de görüldüğü üzere Türkiye yıllar itibarı ile enerji ithalatını sürdürmekte ve enerji ithalatının toplam ithalat içindeki payı oldukça yüksek olmaktadır. Bu sebepten enerji fiyatlarının artması enerjide dışa bağımlılığı oldukça yüksek olan Türkiye için olumsuz sonuçlara sebebiyet vermektedir ve bu doğrultuda yine döviz dalgalanmaları yurtiçindeki maliyet unsurlarını yansıtmakta ve yurtiçi enerji fiyatlarını etkilemektedir.

Enerji fiyatlarındaki değişim ülkelerin makroekonomik performansını üzerinde de önemli bir etkiye sahiptir. Makroekonomik performans göstergelerinden biride enflasyon oranları olarak kabul edilmektedir. Enflasyon, fiyatlar genel seviyesinin sürekli olarak artışı olarak tanımlanmakta ve bu artışın yalnızca tek bir malın fiyatında değil ekonomideki tüm malların fiyatlarındaki artışın sürekliliği ile açıklanmaktadır. Enflasyon maliyet ve talep enflasyonu olarak ikiye ayrılmakta ve toplam talebin toplam arzı aşması durumu talep enflasyonu olarak tanımlanmaktadır. Yüksek işsizlik ve kaynakların yetersiz kullanılması sonucu maliyetlerin artmasından kaynaklanan enflasyon ise maliyet enflasyonu olarak tanımlanmaktadır. Bu bağlamda nüfusun artması ile birlikte enerji tüketiminin artması sonucu enerji için yeterli kaynakların olmasından dolayı enerji talebi enerji arzını aşmakta ve bu durum da enerjinin ithalinin artmasına sebebiyet vermektedir. Enerji fiyatlarının artması ile birlikte enerjiyi ithal eden ülkeler açısından da bakıldığında enerji ekonomilerde yaygın olarak kullanılan hammaddelerden birisi olduğu için tüketici fiyat endeksi (TÜFE) ithalatçı ülkelere de artacaktır. Bu durum enflasyona sebebiyet verecektir (Behname, 2013, s. 3). Daha açık bir şekilde ifade edilmesi gerekirse enerji fiyatları ile enflasyon arasında neden sonuç ilişkisi olduğu düşünülmektedir. Enerji fiyatlarındaki değişim enflasyondaki değişime de sebebiyet vermektedir. Bunun nedenine bakılacak olursa, enerji ekonomilerde önemli bir girdidir ve ulaşım,

Türkiye'nin Toplam ve Enerji İthalatı (\$)



Şekil 1.

Türkiye'nin Enerji İthalatı Göstergeleri.

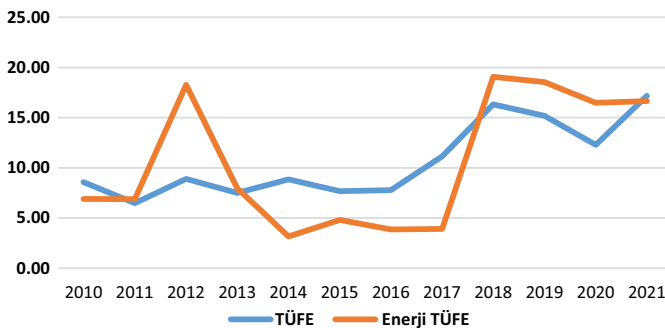
evlerin ısınması gibi önemli faaliyetlerde kullanılmaktadır. Girdi maliyetlerinin yükselmesi ile birlikte nihai ürünlerin maliyetleri de yükselmektedir. Bu durumda TÜFE'de artışa sebep olur ve enflasyona sebebiyet verir. Aynı zamanda enerji fiyatlarındaki artış maliyetlere sebebiyet vereceği için maliyet açısından da bakıldığında enerji fiyatlarının artışı enflasyona neden olacaktır. Enerji fiyatları enerjinin ithalinden kaynaklı enflasyon sonucunun yanında aynı zamanda enerji fiyatları hem hane halkının harcamaları hem de sanayi ve hizmet sektörlerinin giderleri içerisinde kayda değer bir paya sahip olduğundan dolayı dolaylı yollardan tüketici fiyat endeksini etkilemektedir. Aynı zamanda yurtiçi fiyatlarına enerji fiyatlarının etkisi yine dolaylı yollardan TÜFE'yi etkilediği düşünülmektedir (Qianqian, 2011, s. 1362). Bu doğrultuda Şekil 2'de TÜFE ve enerjinin TÜFE içerisindeki payına yer verilecektir.

Şekil 2'de görüldüğü üzere, TÜFE ve TÜFE'ye enerji maliyetlerinin katkısı aynı seyir izlemekte ve birbirlerinin artış ve azalışlarda takip etmektedir. TÜFE'ye enerji maliyetlerinin katkısı istikrarsız bir seyir izlemekte ve bu durum TÜFE'yi de etkilemektedir. Bu doğrultuda Türkiye açısından bu iki değişkenin incelenmesinin gerektiği düşünülmektedir.

Literatür Taraması

Enerji fiyatları ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma vardır. Aşağıda enerji fiyatları ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi ele alan bazı temel çalışmalara yer verilecektir:

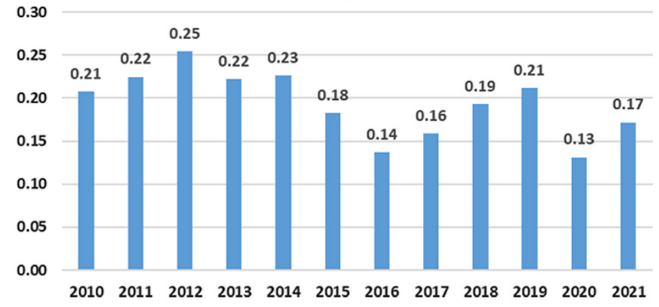
Mork ve Hall (1979), çalışmalarında ABD'de 1973'ün sonları ve 1974'ün başlarında enerji fiyatlarındaki hızlı artışın 1970'li yıllardaki yüksek enflasyon ve derin durgunluğu açıklamada baskın bir role sahip olduğu düşüncesiyle ABD ekonomisi için 1973–1977 yılları



Şekil 2.

TÜFE ve TÜFE'ye Enerjinin Katkısı (2010–2021).

Enerji İthalatının Toplam İthalat İçerisindeki Payı (%)



arasındaki dönemi incelemişlerdir. Bu doğrultuda enerji fiyatlarındaki büyük ve beklenmedik değişimlerin ABD ekonomisi üzerinde önemli ölçüde yıkıcı bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır. 1974–1975 dönemi için enflasyon oranlarının dört puan artarken 1975'de iki puana yakın arttığı sonucuna ulaşmışlardır. Enerji fiyatlarındaki şokun açık bir şekilde 1974–1975 yıllarında enflasyon ve ekonomik gerilemenin ana nedeni olduğunu ileri sürmüşlerdir.

Berument ve Taşçı (2002), çalışmalarında 1990 girdi-çıkıtı tablosunu kullanarak Türkiye için petrol fiyatlarının enflasyonist etkisini incelemişlerdir. Ham petrol fiyatlarının genel fiyat düzeyini ne ölçüde etkilediğini incelerken, genel fiyat düzeyindeki artışın ücretler ile kar, faiz ve kira gibi diğer gelir faktörleri üzerindeki etkilerini ele almışlardır. Bu doğrultuda petrol fiyatlarındaki belirli bir artışın genel fiyat düzeyini ne kadar etkilediğinin ücretlerin, karların, faizlerin ve kira giderlerinin davranışına bağlı olduğunu ileri sürmüşlerdir.

LeBlanc ve Chinn (2004), çalışmalarında 1980:01–2001:04 dönemi ABD, İngiltere, Fransa, Almanya ve Japonya için kısa dönem Phillips eğrisini kullanarak petrol fiyatlarının enflasyon oranları üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Bu doğrultuda petrol fiyatlarındaki artışın ABD, Japonya ve Avrupa'daki enflasyon oranları üzerinde ılımlı bir etkiye sahip olduğunu ve petrol fiyatlarındaki %10'luk bir artışın ABD, Japonya ve Avrupa'daki enflasyon oranlarını yaklaşık olarak 0,1–0,8% oranında artırdığı sonucunu ileri sürmüşlerdir.

Cunado ve Gracia (2005), çalışmalarında 1975:Q1–2002:Q2 dönemi Asya ülkeleri (Japonya, Güney Kore, Malezya, Tayland, Filipinler ve Singapur) için petrol fiyatları ile hem TÜFE hem de üretim arasında uzun dönemli ilişkiyi incelemişlerdir. Petrol fiyatları için hem dünya fiyatları hem de her bir ülkenin para birimi ile ölçülen yerli reel petrol fiyatları kullanılmıştır. Yapılan analizler sonucunda petrol fiyat şoklarının analiz edilen ülkelerin ekonomileri üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu bu etkinin en az Malezya'da olduğu ileri sürülmüştür.

Çelik ve Akgül (2011), çalışmalarında 2005–2010 dönemi aylık verileri kullanarak petrol ithalatçısı olan Türkiye'nin petrol fiyatları ile tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişkiyi VAR modeli ile incelemişlerdir. Bu doğrultuda petrol fiyatlarındaki %1 artışın tüketici fiyat endeksi üzerinde 1 yıl gecikme ile %1,26 artışa neden olduğunu ileri sürmüşlerdir. Yapılan Granger nedensellik testi ile petrol fiyatlarındaki bir değişimin tüketici fiyat endeksindeki değişime neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Qianqian (2011), çalışmasında Çin'deki hızlı ekonomik gelişme neticesinde Çin'in petrol talebinin ve dolayısıyla petrol ithalatına bağımlılığının artmasından yola çıkarak Çin ekonomisinde 1999:10–2008:10 dönemi petrol fiyatlarındaki değişimin etkisini koentegrasyon ve hata düzeltme modeli ile incelemiştir. Analiz sonucunda petrol fiyatları, Çin üretimi, tüketici fiyat endeksi, net ihracat miktarı ve para politikası arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Artan uluslararası petrol fiyatlarının, toplam net ihracat ve reel çıktının düşmesine ve fiyatlar genel düzeyinin ise yükselmesine neden olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Kargı (2014), çalışmasında 1988:01–2013:04 dönemi Türkiye ekonomisi için petrol fiyatlarının, enflasyon oranları ve büyüme ile ilişkisi incelenmiştir. Bu ilişkinin incelenmesinde öncelikle ikili değişkenlerin ilişkisi için Engle Granger (1987) eşbütünleşme testi üçlü değişken grubu incelenmesi için ise Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Ayrıca değişkenlere Granger nedensellik (1969) testi uygulanarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Yapılan analizler sonucunda petrol fiyatları, enflasyon ve ekonomik büyüme arasında uzun dönem ilişki olduğu ve petrol ithalatının Türkiye ekonomisinde enflasyon ve büyümenin nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Gökmenoğlu ve ark. (2015), çalışmalarında 1961–2012 dönemi Türkiye ekonomisi için petrol fiyatları, GDP, endüstriyel üretim ve enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yapılan analizler sonucunda Türkiye'de GDP, enflasyon oranları, endüstriyel üretim ve petrol fiyatları arasında anlamlı bir ilişki olduğu ileri sürülmüştür. Kısa dönem analiz sonuçlarına göre ise, petrol fiyatlarındaki değişimin yalnızca endüstriyel üretimi etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Yılmaz ve Altay (2016), çalışmalarında 1970–2017 dönemi Türkiye ekonomisi için enerji tüketimi ile enflasyon oranları arasındaki ilişki incelenmiştir. Öncelikle standart Granger nedensellik testi ve Toda-Yamamoto nedensellik testi uygulanmış ve yapılan analizler sonucunda enerji tüketiminden enflasyon oranlarına doğru nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. ARDL eşbütünleşme testi sonuçlarına göre ise beklentiye karşılık şekilde enerji tüketiminin enflasyon oranları üzerinde anlamlı ve olumsuz bir etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Koçak ve ark. (2017), çalışmalarında 2003:01–2017:02 dönemi Türkiye ekonomisi için petrol fiyatları ve enflasyon oranları arasındaki ilişki VAR analizi yardımı ile incelenmiştir. Yapılan analiz sonucuna göre, petrol fiyatlarındaki %1 artış enflasyon oranları %3 artırmaktadır. Ayrıca TÜFE içerisindeki değişimin yaklaşık %97'si kendisi tarafından açıklanırken %3'lük değişim ise petrol fiyatlarından kaynaklandığı sonucu ileri sürülmüştür. Granger nedensellik (1969) analizi sonuçlarına göre ise, petrol fiyatlarının enflasyonun nedeni olduğu fakat enflasyon oranlarının petrol fiyatlarının nedeni olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Türk ve ark. (2018), çalışmalarında 2003–2016 dönemi Türkiye ekonomisi için enerji fiyatları ile enflasyon oranları arasındaki ilişki incelenmiştir. Yapılan analiz sonuçlarına göre, enerji fiyatları ile enflasyon oranları arasında anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu doğrultuda enerji fiyatlarındaki bir birim artışın enflasyon oranlarını 0,41 birim artırdığı sonucu ileri sürülmüştür. Bunun iki nedeni olduğu bunların ise, elektrik üretimi için kullanılan kaynakların yoğun olarak yabancı kaynaklara bağlı olması ve TÜFE içerisinde TÜFE'ye etki eden faktörler açısından enerji fiyatlarındaki payı olarak görülmüştür.

Çalışkan ve ark. (2021), çalışmalarında 2003–2019 dönemi BRİ-CS-T ülke (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye) ekonomileri için petrol fiyatları ile enflasyon oranları arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Çalışmada geleneksel Granger nedensellik testinin yanında kısa ve uzun dönemli nedensellik ilişkisini analiz etmeye olanak sağlayan Breitung ve Condelon'un frekans alanında nedensellik testi uygulanmıştır. Yapılan analizler sonucunda farklı ülkeler için farklı sonuçlar çıktığı görülmüştür. Türkiye'de petrol fiyatları ile enflasyon oranları arasında nedensellik ilişkisi bulunmamıştır. Bu doğrultuda pozitif ve negatif şoklara ayrılıp analize devam edildiğinde ise Türkiye'de yalnızca pozitif petrol fiyat şoklarından enflasyon oranlarına doğru uzun dönem nedensellik ilişkisi bulunduğu sonucu ileri sürülmüştür.

Literatürdeki çalışmalara bakıldığında, enerji fiyatlarının göstergesi olarak petrol fiyatlarının sıklıkla kullanıldığı görülmektedir. Çalışmada, hem elektrik üretimde kullanılan kaynakların yoğun olarak yabancı kaynaklara bağlı olması hem de TÜFE içerisindeki TÜFE'ye etki eden faktörler açısından enerji fiyatları baz alındığında enerjiyi temsilen elektrik, gaz ve diğer yakıtlar kullanılmıştır. Çalışmada yapısal kırılmaları dikkate alan testlerin kullanılıyor olması dolayısıyla son 15 yıldır yaşanan küresel sorunları göz ardı etmiyor olması çalışmanın özgünlüğü olduğu düşünülmektedir. Bu açıdan bakıldığında çalışmanın hem ele alınan dönem bazında hem de küresel krizleri göz ardı etmeyişi doğrultusunda literatürdeki boşluğun doldurulduğu düşünülmektedir.

Veri Seti Ve Ekonometrik Yöntem

Bu bölümde, analize tabi tutulan değişkenlerin tanımlamaları yapılmakta olup; analizde kullanılan ekonometrik yöntemlerin teorik yapısı açıklanmaktadır.

Veri Seti

Bu çalışma, Türkiye'de son dönemlerde merkez bankasının bültenlerinde ele alınan enerji fiyatlarındaki değişimin enflasyon üzerindeki etkisini ortaya koyarak politika yapıcılara öneriler sunmayı amaçlamaktadır. Bu amaçla çalışmada, 2003:01–2021:11 dönemi için enflasyon oranları ile enerji enflasyonu verileri kullanılmıştır. Enflasyon oranları, tüketici fiyat endeksi yıllık bazda yüzde değişimi ifade edip, enerji enflasyonu serisi ise elektrik, gaz ve diğer yakıtların yıllık yüzde değişimini göstermektedir. Çalışmada kullanılan veri seti, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'den temin edilmiştir. Değişkenlere ait bilgiler Tablo 1'de gösterilmiştir.

Analizde, enf, bağımlı değişken olup; tüketici fiyat endeksinin yıllık yüzde değişimini temsil etmektedir ve değişkene ait veriler, TCMB/EVDS veri tabanından elde edilmiştir. Açıklayıcı değişken olarak enerji enflasyonu, elektrik, gaz ve diğer yakıtların yıllık yüzde değişimini temsil etmekte ve değişkene ait veriler, TCMB/EVDS veri tabanından elde edilmiştir. Değişkenler düzey değerleri ile analizde yer almaktadır.

Ekonometrik Yöntem

Çalışmada, enerji enflasyonun enflasyon oranları üzerindeki etkisi Gregory ve Hansen (1996) ve Hatemi-J (2008) testleri ile

Tablo 1.
Değişkenlere Ait Bilgiler

Değişkenler	Değişken Tanımı	Kaynak
Enf	Enflasyon Oranları (%)	TCMB
Enerjienf	Enerji enflasyonu (%)	TCMB

incelenmiştir. Bu doğrultuda analize geçmeden önce serilerin yapısal kırılma içerip içermediklerinin tespit edilmesi gerekmektedir olup bu kapsamda Bai ve Perron (1998) çalışmalarında teorik bir çerçevede yayınlanan ve ardından 2003 yılında geliştirilmeye devam eden yapısal kırılmanın varlığını tespit eden Bai-Perron çoklu kırılma analizi kullanılmıştır.

Bai-Perron Çoklu Kırılma Analizi

Bai Perron (1998) çalışmalarında, En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilen regresyon modelinde kırılma zamanlarını tahmin edip, hata kareler toplamını minimum yapan rejimleri elde etmişlerdir.

Çoklu kırılmayı dikkate alan regresyon modeli 1 numaralı denklemde gösterilmiştir:

$$Y_t = X_t\beta + Z_t\delta_j + \mu_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \quad (1)$$

1 numaralı denklemde $j = 1, \dots, m+1$ için, Y_t t zamanda gözlemlenen bağımlı değişkeni, X_t ($p \times 1$) ve Z_t ($q \times 1$) açıklayıcı değişken vektörleri, β ve δ_j karşılık gelen katsayılar vektörünü ve μ_t ise t zamandaki hata terimini göstermektedir. (T_1, \dots, T_m) bilinmeyen kırılma zamanlarını göstermekte olup temel amaç T gözlemleri veri seti kullanılarak kırılma zamanları ile birlikte aynı zamanda bilinmeyen katsayıları tahmin etmektir. 1 numaralı modelde β parametresi tüm örneklem üzerinde tahmin edildiğinden yani sabit olarak rejimden rejime değişmediğinden kısmi yapısal değişim modeli olarak adlandırılmaktadır. Fakat modelde $p=0$ olursa denklemdeki tüm katsayılar rejimden rejime değişecek ve model saf yapısal değişim modeli olarak tanımlanacaktır. Ele alınan tahmin yöntemi En Küçük Kareler (EKK) Yöntemine dayalı olup, hata kareler

toplamı $\sum_{t=1}^{m+1} \sum_{t=T_{j-1}}^{T_j} (y_t - x_t\beta - z_t\delta_j)^2$ 'yi minimize ederek katsayılar ve kırılma tarihleri belirlenmektedir (Bai & Perron, 1998, ss. 49–50).

Bai-Perron yapısal kırılma analizleri için farklı test stratejileri geliştirilmiştir. Bu test stratejileri şu şekildedir:

Global L kırılma testi; BP tarafından yalnızca düzeyde kırılmaları analiz eden trendsiz seriler için önerilmiş olan testidir. Bu test stratejisine göre, yapısal kırılmanın ($m=0$) olmadığı sıfır hipotezine karşı, k tane yapısal kırılmanın ($m=k$) olduğu alternatif hipotezi supF tipi test ile test edilmektedir. $T_j = T\lambda_{j,i}, i = 1, \dots, k$ ve $(R\delta) = (\delta'_1 - \delta'_2, \dots, \delta'_k - \delta'_{k+1})$ olacak şekilde test istatistiği:

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \frac{1}{T} \left(\frac{T - (k+1)q - p}{kq} \right) \hat{\delta}' R' (R\check{\delta})^{-1} R\check{\delta} \quad (2)$$

2 numaralı denklemde $\check{\delta}$, $\check{\delta}$ katsayısına ait varyans-kovaryans matrisinin tahmini olarak tanımlanmakta olup bu tahmin edici serisel korelasyon ve değişen varyansa karşı daha güçlü ve tutarlıdır. Buradaki amaç 2 numaralı denklemdeki test istatistiği yardımı ile, global kalıntı kareler toplamını minimum, her bir rejimdeki gözlem sayısını (h) belirleyen kırılma parametresine ($\varepsilon = h/T$) bağlı olan F istatistik değerini ise maksimum yapan değerleri bulmaktır (Bai & Perron, 2003a, ss. 11–12).

İkili maksimum testler; yapısal kırılmanın olmadığı sıfır hipotezine karşı, en fazla M tane yapısal kırılmanın olduğu alternatif hipotezi test eden testlerdir. Kırılma noktalarını bulmak için iki test önerilmiştir. Bunlardan ilki kalıntı kareler toplamının global minimizasyonunu hedefleyerek kırılma noktalarını bulan

$UD \max_{1 \leq m \leq M} F_T(\check{\lambda}_1, \dots, \check{\lambda}_m; q)$ test istatistiğidir. İkincisi ise, her birim rejim için bireysel bir strateji izleyen $WD \max F_T(M, q)$ test istatistiğidir (Bai & Perron, 2003a, s. 14).

Ardışık Bai-Perron testi; kırılmanın olmadığı ($\ell=0$) yokluk hipotezine karşı 1 kırılmanın olduğu ($\ell+1=1$) alternatif hipotezini test eden testtir. Bu durumda yokluk hipotezi reddedilirse 1 kırılmanın olduğu ($\ell=1$) yokluk hipotezi 2 kırılmanın olduğu ($\ell+1=2$) alternatif hipoteze karşı test edilir. Ardışık BP'nin test istatistiği $sup F_T(\ell|\ell+1)$ şeklinde gösterilmektedir (Bai & Perron, 2003a, s. 14).

Bilgi kriterine dayalı kırılma testi; seçilen bilgi kriteri değerini minimum yapan değere göre kırılma sayısını belirleyen testtir. Perron (1997)'nin çalışmasında Schwarz (SIC) ile modifiye edilmiş Schwarz (LWZ) kriterlerini Akaike (AIC) bilgi kriterleri ile karşılaştırması sonucu ortaya atılmıştır. Genel bir değerlendirme olarak AIC bilgi kriterinin SIC ve LWZ kriterine göre daha kötü performans sergilediği öngörülmüştür. Bu testte SIC ve LWZ bilgi kriterleri kullanılarak bilgi kriterlerinin minimum yapan yapısal kırılma sayısını bulmak amaçlanmıştır (Bai & Perron, 2003a, s. 1).

Narayan ve Popp (2010) Çift Kırılmalı Birim Kök Testi

Değişkenlerin yapısal kırılma içerdiği test edildikten sonra serilerin birim kök içerip içermediği yani durağan bir seyir izleyip izlemedikleri Narayan ve Popp (2010) çift kırılmalı birim kök testi ile test edilecektir.

Narayan ve Popp (2010), çift kırılmalı birim kök testi temelinde ADF tipi birim kök testini barındıran bir testtir. Kırılma zamanı kendi test stratejisi içerisinde içsel olarak belirlenmektedir. Veri oluşturma sürecinde y_t gibi bir zaman serisi dikkate alındığında, y_t 'nin hem deterministik (d_t) hem de stokastik (μ_t) bileşenden oluştuğu ileri sürülür:

$$y_t = d_t + \mu_t \quad (3)$$

$$\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\varepsilon_t = \Psi^*(L)e_t = A^*(L)^{-1}B(L)e_t \quad (5)$$

Yukarıdaki denklemlerde, $e_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$ olduğu ve $A^*(L)$ ve $B(L)$ gecikme polinomlarının ise sırasıyla p ve q köklerinin birim kök çember dışında yer aldığı varsayılmaktadır.

Narayan ve Popp (2010) testinde iki farklı model dikkate alınmaktadır. Bunlardan ilki düzeyde kırılma (M1 veya Model A), diğeri ise düzey ve trendde kırılma (M2 veya Model C) modelidir. Her iki modeli oluştururken de deterministik bileşenler (d_t) farklılık göstermektedir. Modellerin denklemleri aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$d_t^{M1} = \alpha + \beta t + \Psi^*(L)(\theta_1 DU_{1,t} + \theta_2 DU_{2,t}) \quad (6)$$

$$d_t^{M2} = \alpha + \beta t + \Psi^*(L)(\theta_1 DU_{1,t} + \theta_2 DU_{2,t} + \gamma_1 DT_{1,t} + \gamma_2) \quad (7)$$

$$DU_{i,t} = 1(t > T_{B_j}^-), DT_{i,t} = 1(t > T_{B_j}^-)(t - T_{B_j}^-) \text{ ve } i = 1, 2$$

6 ve 7 numaralı denklemlerde $T_{B_j}^-$ kırılma zamanını, θ_i ve γ_i sırasıyla sabit ve trendde meydana gelen kırılmaların büyüklüklerini ifade etmektedir. Modellere $\Psi^*(L)$ 'nin eklenmesi serilerin

şoklara karşı verdiği tepkinin kademeli olarak gerçekleştiği ifade edilir.

M1 ve M2 modelleri için indirgenmiş regresyon denklemleri 8 ve 9 numaralı denklemlerde gösterilmektedir:

$$y_t^{M1} = \rho y_{t-1} + \alpha_1 + \beta^* t + \theta_1 D(T_B')_{1,t} + \theta_2 D(T_B')_{2,t} + \delta_1 DU_{1,t-1} + \delta_2 DU_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (8)$$

$$y_t^{M2} = \rho y_{t-1} + \alpha^* + \beta^* t + \Omega_1 D(T_B')_{1,t} + \Omega_2 D(T_B')_{2,t} + \delta_1^* DU_{1,t-1} + \delta_2^* DU_{2,t-1} + \gamma_1^* DT_{1,t-1} + \gamma_2^* DT_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (9)$$

8 ve 9 numaralı denklemlerde $\rho = 1$ birim kökün olduğu boş hipotezi gösterirken, $\rho < 1$ alternatif hipotezi yani durağanlığı göstermektedir. \check{p} hesaplanırken t istatistik değerinden yararlanılırken, kritik değerler Monte Carlo simülasyonları yardımıyla oluşturulmaktadır. Serinin birim kök içerip içermediği yani durağan bir seyir izleyip izlemediğine karar verilirken, hesaplanan t istatistik değerinin kritik değerlerden mutlak değerce büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilmekte yani serinin durağan olduğuna karar verilmektedir (Narayan & Popp, 2010, ss. 1426–1428).

Gregory ve Hansen (1996) Kırılmalı Eşbütünlüşme Testi

Gregory ve Hansen (1996), geleneksel Engle-Granger (1987) eşbütünlüşme testine yapısal kırılmayı dikkate alan kukla değişken eklemesiyle eşbütünlüşme literatürüne yeni bir yaklaşım getirmiştir. Gregory ve Hansen (1996), yapısal kırılmalı birim kök testlerine benzer şekilde modele yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişkenler eklemiştir. Bu doğrultuda amaç, bazı durağan olmayan serilerin geleneksel DF tipli birim kök testleri ile durağanlığı sınandığında durağan bir seyir göstermesinin öne geçilmesidir. Bu testin, önemli özellikleri testin yalnızca bir kırılmaya izin vermesi ve kırılma noktasının önceden bilinmediği model kurulurken test tarafından içsel olarak belirlendiğidir. Gregory ve Hansen (1996) eşbütünlüşme testi, düzeyde (C), hem düzey hem trendde (C/T) ve rejimde (C/S) tek kırılmaya izin veren 3 farklı modelden oluşmaktadır. Bu modellere ait denklemler sırasıyla aşağıda gösterildiği gibidir:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \mathfrak{I}_{1t} + \alpha^T y_{2t} + e_t, t = 1, \dots, n \quad (10)$$

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \mathfrak{I}_{1t} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t, t = 1, \dots, n \quad (11)$$

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \mathfrak{I}_{1t} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \mathfrak{I}_{1t} + e_t, t = 1, \dots, n \quad (12)$$

10, 11 ve 12 numaralı denklemlerde \mathfrak{I}_{1t} kırılma kuklasını temsil etmekte ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$\mathfrak{I}_{1t} = \begin{cases} 0, & t \leq n\tau \\ 1, & t > n\tau \end{cases} \quad (13)$$

13 numaralı eşitlikte τ ifadesi yapısal kırılma noktasını temsil etmektedir ve önceden bilinmeyip içsel olarak belirlenmektedir. Yapısal kırılma noktası tamsayıdır ve [] ifadesi ile tamsayı olma özelliği sağlanmaktadır. Gregory ve Hansen (1996) eşbütünlüşme yaklaşımına ait hipotez testleri aşağıdaki gibidir:

H_0 = Yapısal değişim altında değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi yoktur.

H_1 = Yapısal değişim altında değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi vardır.

Yukarıdaki hipotezlerin geçerliliğini sınamak için üç farklı test istatistiği hesaplanmaktadır. Bunlar ADF^* , Z_t^* ve Z_α^* 'dir. Bu test istatistikleri hesaplanırken şu aşamalar izlenir:

- 10 ve 12 numaralı denklemlerdeki her bir τ değeri En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile hesaplanır ve buradan kalıntı serisi ($\check{e}_{t\tau}$) oluşturulur.
- Sonraki aşamada test istatistiklerini hesaplamak için birinci dereceden otokorelasyon katsayıları hesaplanır.

$$\check{\rho}_\tau = \frac{\sum_{t=1}^{n-\check{v}_\tau} \check{e}_{t\tau} \check{e}_{t+\tau}}{\sum_{t=1}^{n-\check{v}_\tau} \check{e}_{t\tau}^2} \quad (14)$$

- Diğer aşamada, Phillips (1987) test istatistikleri için birinci dereceden otokorelasyon katsayılarının düzeltilmiş halleri elde edilir. Böylelikle kalıntılar yeniden düzenlenir.

$$\check{v}_{t\tau} = \check{e}_{t\tau} - \check{\rho}_\tau \check{e}_{t-\tau} \quad (15)$$

- Sonraki aşamada ise otokovaryans toplamının ağırlıklandırılmış tahmini oluşturulur.

$$\check{\lambda}_\tau = \sum_{j=1}^M w \left(\frac{j}{M} \right) \check{\gamma}_\tau(j) \quad (16)$$

Burada, $\check{\gamma}_\tau(j) = \frac{1}{n} \sum_{t=j+1}^n \check{v}_{t-j\tau} \check{v}_{t\tau}$, $M = M_n$ olmak üzere bant genişliğinin seçimi için kullanılmaktadır.

- Son olarak düzeltilmiş birinci dereceden otokorelasyon katsayıları tahmini oluşturulur.

$$Z_\alpha(\tau) = n(\check{\rho}_\tau^* - 1) \quad (17)$$

Yukarıdaki aşamalar takip edilerek aşağıdaki Phillips test istatistikleri belirlenmektedir.

$$Z_\alpha(\tau) = n(\check{\rho}_\tau^* - 1) \quad (18)$$

$$Z_t(\tau) = \frac{(\check{\rho}_\tau^* - 1)}{\check{S}_\tau} \quad (19)$$

$$\check{S}_\tau = \frac{\sigma_\tau^2}{\sum_{t=1}^{n-\check{v}_\tau} \check{e}_{t\tau}^2} \quad (20)$$

Burada üçüncü test istatistik değeri olan ADF^* 'in da hesaplanması gerekmektedir. Bu test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$ADF(\tau) = tstat(\check{e}_{t-\tau}) \quad (21)$$

18, 19 ve 21 numaralı denklemlerde oluşturulan test istatistikleri (ADF^* , Z_t^* , Z_α^*) Gregory ve Hansen (1996) çalışmasındaki kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır. Bu doğrultuda hesaplanan test istatistik değeri kritik değerden mutlak değerce büyük ise sıfır hipotezi reddedilir yani değişkenler arasında yapısal değişimleri

dikkate alarak bir eşbütünlüşme ilişkisi olduğu sonucuna varılır (Gregory & Hansen, 1996, ss. 102–111).

Hatemi-J (2008) Kırılmalı Eşbütünlüşme Testi

Gregory ve Hansen (1996) kırılmalı eşbütünlüşme testinde tek kırılma dikkate alınırken Hatemi-J (2008b) kırılmalı eşbütünlüşme testinde çift kırılma dikkate alınmaktadır. Hatemi-J (2008b) testinde de kırılma tarihi önceden belli olmayıp içsel olarak belirlenmekte olup yalnızca C/S (rejim) modelini dikkate alarak modellenmektedir. Hatemi-J (2008b) geleneksel eşbütünlüşme testi olan Engle-Granger modeline iki kırılma kuklası eklenerek modellenmektedir. Bu testteki çift kırılmanın etkisi hem sabit hem de trendde görülmektedir. C/S modeli olarak tanımlanan rejim modeli 22 numaralı denklemde gösterildiği gibidir:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta_0 x_t + \beta_1 D_{1t} x_t + \beta_2 D_{2t} x_t + \mu_t \quad (22)$$

22 numaralı denklemde D_{1t} ve D_{2t} kukla değişkenler olarak tanımlanmakta olup aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır:

$$D_{1t} = \begin{cases} 0, t \leq n\tau_1 \\ 1, t > n\tau_1 \end{cases} \quad (23)$$

$$D_{2t} = \begin{cases} 0, t \leq n\tau_2 \\ 1, t > n\tau_2 \end{cases} \quad (24)$$

23 ve 24 numaralı eşitlikte τ_1 ve τ_2 ifadesi yapısal kırılma noktalarını temsil etmektedir ve önceden bilinmeyen içsel olarak belirlenmektedir. Yapısal kırılma noktası tamsayıdır ve [] ifadesi ile tamsayı olma özelliği sağlanmaktadır.

Hatemi-J (2008b) eşbütünlüşme yaklaşımına ait hipotez testleri aşağıdaki gibidir:

H_0 = Yapısal değişim altında değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi yoktur.

H_1 = Yapısal değişim altında değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi vardır.

Yukarıdaki hipotezlerin geçerliliğini sınamak için üç farklı test istatistiği hesaplanmaktadır. Bunlar ADF^* , Z_t^* ve Z_α^* 'dir. Z_α ve Z_t test istatistikleri düzeltilmiş birinci dereceden otokorelasyon katsayıları tahmini olan $\check{\rho}^*$ tarafından hesaplanmaktadır. $\check{\rho}^*$, 25 numaralı eşitlikteki gibi hesaplanır:

$$\check{\rho}^* = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} \left(\check{\mu}_t \check{\mu}_{t+1} - \sum_{j=1}^B w(j/B) \check{\gamma}(j) \right)}{\sum_{t=1}^{n-1} \check{\mu}_t^2} \quad (25)$$

25 numaralı eşitlikte $w(\cdot)$ spektral yoğunluk tahmincileri için standart koşulları sağlayan çekirdek ağırlıklandırılması ile elde edilirken B bant genişliğini ve $\check{\gamma}(j)$ ise otokovaryans fonksiyonunu göstermekte ve 26 numaralı eşitlikteki gibi elde edilmektedir:

$$\check{\gamma}(j) = \frac{1}{n} \sum_{t=j+1}^T (\check{\mu}_{t-j} - \check{\rho} \check{\mu}_{t-j-1})(\check{\mu}_t - \check{\rho} \check{\mu}_{t-1}) \quad (26)$$

Tüm bu eşitlikler doğrultusunda, Z_α ve Z_t test istatistikleri aşağıdaki gibidir:

$$Z_\alpha = n(\check{\rho}^* - 1) \quad (27)$$

$$Z_t = \frac{(\check{\rho}^* - 1)}{\left(\check{\gamma}(0) + 2 \sum_{j=1}^B w\left(\frac{j}{B}\right) \check{\gamma}(j) \right) / \sum_{t=1}^{n-1} \check{\mu}_t^2} \quad (28)$$

28 numaralı denklemde yer alan $\left(\check{\gamma}(0) + 2 \sum_{j=1}^B w\left(\frac{j}{B}\right) \check{\gamma}(j) \right)$ terimi

$\check{\mu}_t$ 'nin $\check{\mu}_{t-1}$ üzerine regresyonundan elde edilen kalıntıların uzun dönem varyans tahminini göstermektedir. ADF^* , Z_t^* , Z_α^* test istatistikleri Hatemi-J (2008b) çalışmasındaki kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır. Bu doğrultuda hesaplanan test istatistik değeri kritik değerden mutlak değerce büyük ise sıfır hipotezi reddedilir yani değişkenler arasında yapısal değişimleri dikkate alarak bir eşbütünlüşme ilişkisi olduğu sonucuna varılır (Hatemi-J, 2008b, ss. 499–501).

Ampirik Bulgular

İlk olarak özellikle enflasyon oranları ile enerji enflasyonunun uzun dönemde hareketini hem de yapısal bir kırılma yaşayıp yaşamadığını öngörebilmek için serilerin zaman grafiklerine Şekil 3'de yer verilmiştir.

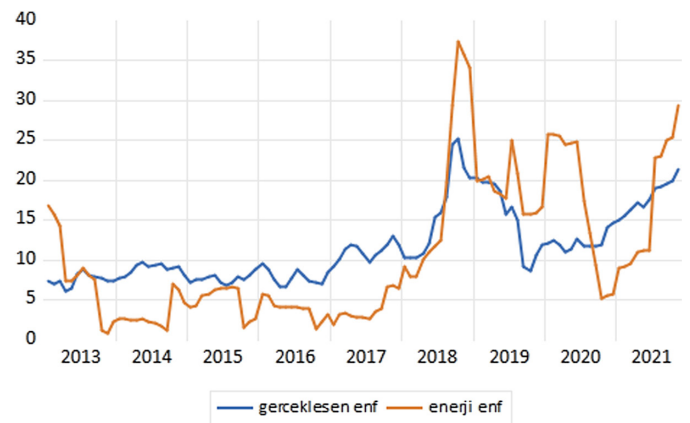
Ekonometrik analize geçmeden önce ön bilgiler hakkında çıkarımda bulunulabilmesi için değişkenlerin grafiklerinin incelenmesi gerekmektedir. Şekil 3 incelendiğinde, her iki değişkende de görülen ani dalgalanmalardan dolayı yapısal kırılmaların olabileceği, ayrıca değişkenlerin birlikte hareket edebileceği düşünülmektedir.

Yapısal Kırılma Analizi

Bu doğrultuda değişkenlerde yapısal kırılmanın varlığını tespit etmek için Bai-Perron (1998–2003) çoklu kırılma analizine geçilmektedir. Tablo 2 ve 3'de sırasıyla enflasyon oranları ve enerji enflasyonu değişkenlerinin çoklu kırılma analiz sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 2'de görüldüğü üzere, enflasyon oranları serisine düzeyde kırılma analizi yapılmıştır. Schwarz kriterine göre 2 modifiye edilmiş Schwarz bilgi kriterine göre 1 anlamlı yapısal kırılma bulunmuştur. Tablo 2'de SIC kriterine göre kırılma tarihleri 2016:09 ve 2018:06, LCW kriterine göre kırılma tarihinin ise 2018:06 olduğu görülmektedir.

Tablo 3'te görüldüğü üzere, enerji enflasyonu serisine düzeyde kırılma analizi yapılmıştır. Hem Schwarz hem de modifiye edilmiş Schwarz bilgi kriterine göre 2 anlamlı yapısal kırılma bulunmuştur.



Şekil 3. Enflasyon Oranları ve Enerji Enflasyonu Serilerinin Zaman Grafiği.

Tablo 2.*Enflasyon Oranları Serisinde Yapısal Kırılma Analizi*

Örneklem Dönemi: 2013:01–2021:11
Kırılma Tipi: Düzeyde Kırılma
Maksimum Kırılma: 5
Trimaj: 0,20

Bilgi kriterine dayalı Bai-Perron analizi sonuçları

Schwarz kriterine göre tahmin edilen kırılma sayısı: 2
LWZ kriterine göre tahmin edilen kırılma sayısı: 1

Kırılma sayısı	SIC	LWZ
0	3,0608	3,0977
1	2,2151	2,3261*
2	2,2057*	2,3911

Kırılma tarihi (LWZ): 2018:06
Kırılma tarihi (SIC): 2016:09, 2018:06

Birinci rejim:
2013:01–2016:08, Gözlem Sayısı: 44
Sabit: 7,9908, $p = ,0002$

İkinci rejim:
2016:09–2018:05, Gözlem Sayısı: 21
Sabit: 10,35294, $p = ,0010$

Üçüncü rejim:
2018:06–2021:11, Gözlem Sayısı: 42
Sabit: 15,96430, $p = ,0000$

Varyans-kovaryans matrisi HAC tahmincisi ile sağlamlaştırılmıştır.
AR(1) yaklaşımı ile karesel spektral kernel fonksiyonu kullanılmıştır.
Andrews otomatik band genişliği metodu seçilmiştir.
Hata dağılımları rejimlere göre homojen kabul edilmiştir.

Not: Trimaj oranı her bir rejimde minimum gözlem sayısını gösteren kırılma oranını ifade edip, özellikle 120 gözlemden büyük veri serilerde serisel korelasyon ve değişen varyans sorunlarını artırmamak için 0,15 alınması önerilmektedir.

Tablo 3.*Enerji Enflasyonu Serisinde Yapısal Kırılma Analizi*

Örneklem Dönemi: 2013:01–2021:11
Kırılma Tipi: Düzeyde Kırılma
Maksimum Kırılma: 5
Trimaj: 0,15

Bilgi kriterine dayalı Bai-Perron analizi sonuçları

Schwarz kriterine göre tahmin edilen kırılma sayısı: 2
LWZ kriterine göre tahmin edilen kırılma sayısı: 2

Kırılma sayısı	SIC	LWZ
0	4,4022	4,4391
1	3,5974	3,7083
2	3,4363*	3,6218*

Kırılma tarihleri: 2018:08, 2020:07

Birinci rejim:
2013:01–2018:07, Gözlem Sayısı: 67
Sabit: 5,351508, $p = ,0000$

İkinci rejim:
2018:08–2020:06, Gözlem Sayısı: 23
Sabit: 23,1269, $p = ,0000$

Üçüncü rejim:
2020:07–2021:11, Gözlem Sayısı: 17
Sabit: 14,3092, $p = ,0000$

Varyans-kovaryans matrisi HAC tahmincisi ile sağlamlaştırılmıştır.
AR(1) yaklaşımı ile karesel spektral kernel fonksiyonu kullanılmıştır.
Andrews otomatik band genişliği metodu seçilmiştir.
Hata dağılımları rejimlere göre homojen kabul edilmiştir.

Not: Trimaj oranı her bir rejimde minimum gözlem sayısını gösteren kırılma oranını ifade edip, özellikle 120 gözlemden büyük veri serilerde serisel korelasyon ve değişen varyans sorunlarını artırmamak için 0,15 alınması önerilmektedir.

Tablo 3'de kırılma sayısı 2 olduğunda hem SIC hem de LCW değeri minimum olduğu kırılma tarihlerinin ise 2018:08 ve 2020:07 olduğu görülmektedir.

Her iki seriyeye yapılan Bai-Perron çoklu kırılma testine göre, değişkenlerin 1 ve 2 yapısal kırılma sayısına sahip olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda değişkenlerin uzun dönemli ilişkisinin tespit edilmesinde tek kırılmayı dikkate alan Gregory ve Hansen (1996) Testi ile iki kırılmayı dikkate alan Hatemi-J (2008) Testi yapılacaktır.

Durağanlık Test Sonuçları

Bu doğrultuda öncelikle serilerin durağanlık seviyeleri tespit edilecektir. Serilerin durağanlığı seriler yapısal kırılma içerdiğinden Ötörü Narayan ve Popp (2010) çift kırılmalı birim kök testi yapılacaktır. Tablo 4'de sırasıyla enflasyon oranları ve enerji enflasyonu serilerine ait birim kök testi sonuçları gösterilmiştir.

Tablo 4'te görüldüğü üzere hem enflasyon oranları hem de enerji enflasyonu serisinin Narayan ve Popp (2010) çift kırılmalı birim kök testine göre, durağan olmadıkları yani seviyelerinde birim kök içerdikleri sonucuna ulaşılmıştır.

Eşbütünleşme Test Sonuçları

Değişkenlerin her ikisinin de durağan olmaması doğrultusunda değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiyi tespit etmek için kırılmalı eşbütünleşme testlerine geçilmiştir. Tablo 5'de Gregory ve Hansen (1996) Testi ile Hatemi-J (2008) Test sonuçları gösterilmiştir.

Tablo 5 sonuçlarında görüldüğü üzere, Gregory ve Hansen (1996) test sonuçlarına göre düzeyde kırılma modeli (C) için ADF istatistik değerleri %1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Yani düzeyde kırılma modeline göre 2017:01 tarihinde kırılmaların dikkate alındığı durumda enflasyon oranları ile enerji enflasyonunun uzun dönemde birlikte hareket ettiği sonucu çıkarılmaktadır. Gregory ve Hansen (1996) testi için rejim modeli (C/S) sonuçları incelendiğinde ise ADF test istatistik değeri %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Diğer taraftan çift kırılmalı eşbütünleşme testi olan Hatemi-J (2008b) testi değerlendirildiğinde, ADF test istatistik değeri %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu sonucu çıkarılmaktadır. Yani Hatemi-J (2008b) testine göre, 2014:11 ve 2015:08 tarihlerindeki kırılmaların dikkate alındığı durumda enflasyon oranları ile enerji enflasyonunun uzun dönemde birlikte hareket ettiği sonucu çıkarılmaktadır.

Katsayı Tahmin Sonuçları

Uzun dönemde enerji enflasyonunun enflasyon oranlarını nasıl etkilediğini görmek amacıyla tamamen düzeltilmiş en küçük kareler (FMOLS) yöntemi, dinamik en küçük kareler (DOLS) yöntemi ve kanonik eşbütünleşme regresyonu (CCR) yöntemleri kullanılmıştır. Tablo 6'da FMOLS, DOLS ve CCR tahminci sonuçları gösterilmiştir.

Tablo 6 incelendiğinde, her üç tahminci yöntemine göre de enerji enflasyonunun enflasyon oranlarını artırdığı görülmektedir. Tablo 6 incelendiğinde, bütün tahminciler ile elde edilen sonuçların hemen hemen aynı değerler olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda hangi tahminciden yola çıkılırsa çıkılsın benzer yorumların yapılacağı öngörülmektedir. DOLS tahmincisine göre, Türkiye'de enerji enflasyonunda meydana gelebilecek bir birimlik bir artışın enflasyon oranlarını yaklaşık olarak 0,40 birim artıracığı söylenebilmektedir.

Çalışmanın bulgularına göre Türkiye'de ele alınan dönem için enerji enflasyonu ile enflasyon oranları arasında pozitif yönde bir ilişki çıkmıştır. Bulgular, enerji enflasyonundaki artışın enerji için

Tablo 4.
Değişkenlere Ait Narayan ve Popp (NP) Çift Kırımlı Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Model A: Düzeyde Kırılma			Model C: Düzeyde ve Eğimde Kırılma		
	Test İst.	Kesim Değ.	Kırılma Tr.	Test İst.	Kesim Değ.	Kırılma Tr.
Enf	0,2696	0,6355	2018:08	-0,5002	0,6355	2018:08
		0,7477	2019:08		0,7570	2019:09
Enerji	-1,437	0,6355	2018:08	-2,215	0,6355	2018:05
		0,6729	2018:12		0,6729	2018:12

Not: Kritik değerler Narayan ve Popp (2010) çalışmasından elde edilip, %1, %5 ve %10 için sırasıyla -4,958, -4,316 ve -3,980 değerlerini almaktadır.

Tablo 5.
GH(1996) ve HJ(2008) Eşbütünleşme Testlerinin Sonuçları

Test	Model	ADF	TB	Z _t *	TB	Z _a *	TB
	C	-5,631*	2017:01	-3,211	2020:06	-16,365	2020:06
GH (1996)	C/S	-5,579*	2017:01	-3,211	2020:05	-16,744	2017:11
HJ (2008)	C/S	-5,768***	2014:11	-4,020	2017:04	-23,720	2017:04
			2015:08		2017:04		2017:04

Not: * ve *** işaretleri sırasıyla 0,01 ve 0,10 yanılma düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmekte olup, kritik değerler GH (1996) ve HJ (2018b) çalışmasından alınmıştır.

Tablo 6.
FMOLS, DOLS ve CCR Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken:	Katsayı	Standart Hata	T-istatistiği	P
ENF				
FMOLS				
Enerjienf	0,401028	0,062126	6,455103	0,0000*
c	7,341235	0,855343	8,582795	0,0000*
DOLS				
Enerjienf	0,390478	0,067729	5,765322	0,0000*
c	7,501716	0,885748	8,469359	0,0000*
CCR				
Enerjienf	0,401430	0,062761	6,396174	0,0000*
c	7,339698	0,853826	8,596242	0,0000*

Not: *, işareti 0,01 yanılma düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

kullanılan hammaddenin ithal ediliyor olması açısından fiyatları artıracak aynı zamanda, enerji fiyatlarının TÜFE içerisinde TÜFE'yi etkileyen payının bulunmasından ötürü fiyatlar genel seviyesinin artmasına yol açacağı görüşünü destekler niteliktedir. Çalışmanın sonuçları, Mork ve Hall (1979), Berument ve Taşı (2002), Leblanc ve Chinn(2004), Qianqian (2011), Koçak ve ark. (2017) ve Türk ve ark. (2018) çalışmalarını desteklemektedir.

Sonuç

Türkiye'nin ekonomisi için oldukça önemli olan uzunca zamandır mücadele ettiği enflasyon değişkenini etkileyen faktörlerin değerlendirilmesinin oldukça önemli olduğu düşünülmektedir. Özellikle Merkez Bankası'nın bültenlerinde yer verdiği ve ekonomistler tarafından ele alınan enerji fiyatlarındaki artışların bu bağlamda incelenmesi gerekli görülmüştür. Türkiye enerji üretiminde yeterli kaynağa sahip olmadığından dolayı enerji ithalatçısı ülke konumdadır. Ve bu durum uluslararası fiyat değişimlerinden Türkiye'nin yurtiçindeki enerji fiyatlarının etkilenmesine sebebiyet vermektedir. Nüfusu artması ve bu gerekçe ile diğer kalemlerde

olduğu gibi enerji kaleminde de talebin artması dolayısıyla Türkiye kaynaklarının yetersizliğinden dolayı enerji talebini kendi üretimi ile karşılayamamakta ve bu durum enerji ithalatına bağımlılığını artırmaktadır. Tüm bu sebeplerden ötürü bu çalışmada Türkiye'de 2003:01-2021:11 dönemi için enerji enflasyonun göstergesi olarak elektrik, gaz ve diğer yakıtların yıllık yüzde değişimi ve enflasyon oranlarını temsilen ise tüketici fiyat endeksinin yıllık yüzde değişimi değişkenleri kullanılarak tek kırılmayı dikkate alan Gregory ve Hansen (1996) ile iki kırılmayı dikkate alan Hatemi-J (2008) testleri yardımı ile enerji enflasyonu ve enflasyon oranları arasındaki uzun dönem ilişki incelenmiştir.

Çalışmanın bulgularına göre enerji enflasyonu ile enflasyon oranları arasında uzun dönemde anlamlı aynı yönde bir ilişki olduğu gözlemlenmiştir. Aynı zamanda enerji enflasyonunda meydana gelen 1 birimlik bir artışın enflasyon oranlarını yaklaşık olarak 0,40 birim artıracak gözlemlenmiştir. Bulgular hem Türkiye'de yeterli kaynağın olmayışından ötürü enerji üretiminde kullanılan hammaddenin çoğunun ithal ediliyor olması hem de TÜFE içerisinde enerjinin payı değerlendirildiğinde fiyatlar genel seviyesinin enerji fiyatlarından etkileniyor olmasının anlamlı olduğu düşünülmektedir. Bu doğrultuda bulgular Berument ve Taşçı (2002), Koçak ve ark. (2017), LeBlanc ve Chinn (2004), Mork ve Hall (1979), Qianqian (2011) ve Türk ve ark. (2018) çalışmalarını destekler niteliktedir.

Türkiye'nin enerji üretiminde yeterli kaynağa sahip olmaması dolayısıyla enerjiyi ithal eder konumdadır. Buda uluslararası piyasalardan Türkiye ekonomisinin etkilenmesi sonucuna yol açmaktadır. Kurdaki hareketlenmeler dolayısıyla enerji fiyatlarındaki değişim Türkiye'nin ekonomisini olumsuz yönde etkilemekte ve enflasyon gibi sorunlara sebebiyet vermektedir. Bu doğrultuda politika yapıcıların enerji üretiminde yoğunlaşması ve enerji üretiminde alternatif kaynaklara yönelmesi gerektiği düşünülmektedir. Özellikle son dönemlerde olduğu gibi önünde olan Türkiye'nin enerji haritasında artan yeşilin payı politikası üzerinden yatırımlarının daha da artırılması gerektiği düşünülmektedir. Yeşilin payı yani yenilenebilir enerji politikası enerjinin hidroelektrik santralleri, rüzgâr, güneş, jeotermal ve büyükölçekten karşılanması üzerine kurulmuş bir politikadır. Türkiye bu alternatif enerjide oldukça

önemli payda yatırıma sahiptir. Ve bu yatırımını yükseltmeye devam etmesi hem dövizdeki dalgalanmalardan hem de enerjinin üretimindeki maliyetlerden olumsuz yönde etkilenmesinin önüne geçileceği düşünülmektedir. Ve aynı zamanda gelişmekte olan ülke konumundaki Türkiye'nin baş etmeye çalıştığı enflasyon olgusuyla mücadelesi için enerji üretiminde alternatif kaynaklar üzerinde yoğunlaşması ve uluslararası piyasalarda en düşük seviyede etkilenmesi gerektiği düşünülmektedir.

İleriki çalışmalar için özellikle pozitif ve negatif şoklara ayırarak enerji fiyatlarındaki pozitif ve negatif şokların enflasyon oranlarında ne gibi bir etkisi olduğunun tespit edilmesi ve zamanla değişen nedensellik testlerinin yapılması önerilmektedir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Fikir – V.A.A., A.K.; Tasarım – V.A.A., A.K.; Denetleme – V.A.A., A.K.; Kaynaklar – V.A.A., A.K.; Malzemeler – V.A.A., A.K.; Veri Toplanması ve/veya İşlemesi – V.A.A., A.K.; Analiz ve/veya Yorum – V.A.A., A.K.; Literatür Taraması – V.A.A., A.K.; Yazıyı Yazan – V.A.A., A.K.; Eleştirel İnceleme – V.A.A., A.K.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması bildirmemişlerdir.

Finansal Destek: Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadıklarını beyan etmiştir.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Concept – V.A.A., A.K.; Design – V.A.A., A.K.; Supervision – V.A.A., A.K.; Resources – V.A.A., A.K.; Materials – V.A.A., A.K.; Data Collection and/or Processing – V.A.A., A.K.; Analysis and/or Interpretation – V.A.A., A.K.; Literature Search – V.A.A., A.K.; Writing Manuscript – V.A.A., A.K.; Critical Review – V.A.A., A.K.

Declaration of Interests: The authors declare that they have no competing interest.

Funding: The authors declared that this study has received no financial support.

Kaynaklar

- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66(1), 47–78. [CrossRef]
- Bai, J., & Perron, P. (2003a). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22. [CrossRef]
- Baños, R., Manzano-Agugliaro, F., Montoya, F. G., Gil, C., Alcayde, A., & Gómez, J. (2011). Optimization methods applied to renewable and sustainable energy: A review. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 15(4), 1753–1766. [CrossRef]
- Behname, M. (2013). The relationship between market size, inflation and energy. *Atlantic Review of Economics*, 2, 1–13.
- Berument, H., & Taşçı, H. (2002). Inflationary effect of crude oil prices in Turkey. *Physica. Part A*, 316(1–4), 568–580. [CrossRef]
- Çağlar, A. E., Kubar, Y., & Korkmaz, A. (2017). Türkiye ekonomisinde büyümenin dinamiği olarak enerji. *Akdeniz Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 17(36), 103–129. [CrossRef]
- Çağlar, A. E., & Mert, M. (2017). Türkiye'de çevresel Kuznets Hipotezi ve yenilenebilir enerji tüketiminin karbon salımı üzerine etkisi: Yapısal kırılmalı eşbütünleşme yaklaşımı. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(1), 21–38. [CrossRef]
- Çalışkan, H., Kantarcı, T., & Çevik, E. İ. (2021). Petrol fiyatları ve enflasyon arasında frekans alanında Asimetrik Nedensellik analizi: BRICS-T Ülkeleri üzerine bir uygulama. *Gaziantez University Journal of Social Sciences*, 20(3), 1090–1111. [CrossRef]
- Çelik, T., & Akgül, B. (2011). Changes in fuel oil prices in Turkey: An estimation of the inflation effect using VAR analysis. *Journal of Economics and Business*, 14(2), 11–21.
- Çil, N. (2018). *Finansal Ekonometri* (3. Baskı). Der Kitapevi.
- Cunado, J., & Perez de Gracia, F. P. (2005). Oil prices, economic activity and inflation: Evidence for some Asian countries. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 45(1), 65–83. [CrossRef]
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072. [CrossRef]
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series* (3. Baskı). John Wiley & Sons Inc.
- Fountas, S. (2001). The relationship between inflation and inflation uncertainty in the UK: 1885–1998. *Economics Letters*, 74(1), 77–83. [CrossRef]
- Gökmenoglu, K., Azin, V., & Taspınar, N. (2015). The relationship between industrial production, GDP, inflation and oil price: The case of Turkey. *Procedia Economics and Finance*, 25, 497–503. [CrossRef]
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99–126. [CrossRef]
- Grier, K. B., & Perry, M. J. (1998). On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries. *Journal of International Money and Finance*, 17(4), 671–689. [CrossRef]
- Gujarati, D. N. (2016). *Örneklerle Ekonometri* (2. Baskı) (N. Bolatoğlu, Çev.). Tarcan Batbaası.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2012). *Temel Ekonometri* (5. Baskı) (Ü. Şenesen & G. G. Şenesen, Çev.). Literatür Yayınları.
- Kargı, B. (2014). The effects of oil prices on inflation and growth: Time series analysis in Turkish economy for 1988: 01–2013: 04 Period. *International Journal of Economics and Research*, 5(2), 29–36.
- Keskek, S., & Orhan, M. (2010). Inflation and inflation uncertainty in Turkey. *Applied Economics*, 42(10), 1281–1291. [CrossRef]
- Koçak, S., Balan, F., & Albayrak, B. (2017). Türkiye ekonomisinde petrol fiyatları ve enflasyon ilişkisi: Ampirik analiz. *Journal of Life Economics*, 4(4), 261–273. [CrossRef]
- LeBlanc, M., & Chinn, M. D. (2004). Do high oil prices presage inflation? The evidence from G-5 countries. UC Santa Cruz Economics Working Paper, 561, 04–04.
- Mert, M., & Çağlar, A. E. (2019). *Eviews ve Gauss Uygulamalı zaman Serileri analizi*, (1. Baskı). Detay Yayıncılık.
- Mork, K. A., & Hall, R. E. (1980). Energy prices, inflation, and recession, 1974–1975. *Energy Journal*, 1(3).
- Narayan, P. K., & Popp, S. (2010). A new unit root test with two structural breaks in level and slope at unknown time. *Journal of Applied Statistics*, 37(9), 1425–1438. [CrossRef]
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. [CrossRef]
- Qianqian, Z. (2011). The impact of international oil price fluctuation on China's economy. *Energy Procedia*, 5, 1360–1364 [Journal]. [CrossRef]
- Sevütekin, M., & Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik zaman Serileri analizi: Eviews Uygulamalı* (3. Baskı). Nobel Yayın Dağıtım.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2011). *Ekonometriye Giriş* (1. Baskı) (B. Saraçoğlu, Çev.). Eflatun Basım Evi.
- Türk, A., Bingül Ak, B., & Ak, R. (2018). Türkiye'de enflasyon ve enerji fiyatları arasındaki ilişki. *Journal of Current Researches on Social Sciences*, 8(1), 221–234.
- Wooldridge, J. M. (2013). *Ekonometriye giriş 2 modern Yaklaşım* (4. Baskı) (E. Çağlayan, Çev.). Nobel Yayıncılık.
- Yamak, R., & Erdem, F. (2017). *Uygulamalı Zaman Serisi Analizleri: Eviews Uygulamalı* (1. Baskı), Celepler Matbaacılık.
- Yılmaz, A., & Altay, H. (2016). Türkiye'de enerji tüketimi ile enflasyon arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 49, 214–232.
- Yurtkur, A. K., & Bahtiyar, B. (2017). Enerji tüketimi, ekonomik büyüme, enflasyon ve ticari açıklık arasındaki ilişki: Kırılgan Beşli Ekonomileri İçin bir analiz. *International Journal of Research in Business and Social Science*, 6(6), 21–41.

Extended Summary

Research Problem

The aim of this study is to analyze the effect of the change in energy prices on inflation rates, which is one of the important macro variables of the economy that has been examined throughout Turkey. In this direction, the importance of Turkey, which is dependent on energy imports, by focusing on energy imports and increasing its energy production with alternative sources will be discussed.

Research Questions

The answer to the question of whether Turkey's dependence on energy imports as a result of its insufficient resources in energy production affects inflation rates and negatively affects the economy to this extent.

Literature Review

Studies in the literature are mostly in the direction of a long-term relationship between energy prices and inflation rates, and they are summarized as follows. For example, Mork and Hall (1979) argued in their study that the rapid increase in energy prices in the US economy in late 1973 and early 1974 played a dominant role in the explanation of inflation and deep recession in the 1970s. In his study, Qianqian (2011) argued that the increase in oil prices in the Chinese economy will decrease total net exports, real output, and increase the general level of prices. Koçak et al. (2017) argued in their study that a 1% increase in oil prices between 2003 and 2017 in Turkey would lead to a 3% increase in Consumer Price Index (CPI). At the same time, in line with the causality test, they suggested that oil prices are the cause of inflation. Turk et al. (2018), in their study, examined the relationship between energy prices and inflation rates in Turkey between the years 2003 and 2006, based on electricity prices. Accordingly, they claimed that a one-unit increase in energy prices would increase inflation rates by 0.41 units.

Methodology

In examining the effect of the change in energy prices in Turkey with the inflation rates, first of all, considering that the series contain structural breaks, Bai-Perron multiple break analysis was performed on the series, and it was concluded that the series contained breaks in this direction. In this context, before the long-term analysis, the stationarity of the series was examined with the help of Narayan and Popp (2010) double break unit root test. In line with the determination of non-stationarity of the series, the long-term relationship between the series was examined with the help of the Gregory and Hansen (1996) Test, which considers a single break, and the Hatemi-J (2008) Test, which considers two breaks.

Results and Conclusions

Based on the idea that the series contain breaks, Bai-Perron multiple breakage analysis was performed with the series. It was determined that there was more than one break and the stationarity of the series in this direction was determined by Narayan and Popp (2010) double break analysis. It was determined that the series were not stationary, and in this direction, the long-term relationship was examined with the help of the Gregory and Hansen (1996) test, which considers a single break, and the Hatemi-J (2008) test, which considers two breaks. As a result of both tests, it was concluded that the series move together in the long run. In this direction, the long-term coefficients were finally calculated with the Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS), Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS), Canonical Cointegrating Regressions (CCR) coefficient estimates. According to all three estimation methods, it has been concluded that a one-unit change in energy prices will cause an approximately 0.40-unit increase on inflation rates. In this direction, it is recommended to focus on the production of alternative sources in energy production in order to minimize the effect of fluctuations in the exchange rate, since policy makers are in a position to import energy.