



www.turkishstudies.net/economy

Turkish Studies - Economics, Finance, Politics

eISSN: 2667-5625

Research Article / Araştırma Makalesi



Sponsored by IBU

Enflasyon İndikatörü Olarak Üretici ve Tüketici Fiyat Endekslerinin Birim Kök Yapılarının İncelenmesi

Analysis of Unit Root Structure of Producer and Consumer Price Indices As Inflation Indicator

Atilla Hepkorucu* - Öznur Doğan**

Abstract: Today, the concept of inflation is being examined by both for those who control and regulate the market and also market investors. The inflation is used to explain price stability for those who control and regulate the market. For investors, inflation is a measure of systematic risk in the market and constitutes as a decision criterion for investments. Basically, the inflation determination depends on the indicator variables that define itself. Producer (PPI) and Consumer (CPI) Price Indices come first among these variables. However, the factors that make up these variables are different from each other. Under the acceptance of this difference, it is also necessary to determine their stationarities in order to examine their structure and to predict inflation. In the study, monthly CPI and PPI values between 2005-January and 2020-January were used and their stationarities were examined. As a result of the study, it was determined that the CPI variable structure is linear and, while the PPI variable structure is non-linear and also these series are stationary under this condition, that's so inflation is expected to be predictable with these series. This situation is meaningful both in terms of economic theory and mathematically. Under these indicators, modeling, forecasting or fiscal policy can be applied in terms of inflation targeting. In this case, the purchasing power in Turkey as to be determined later in the period for inflation and market regulators will ensure the effective use of monetary policy instruments. In addition, since inflation is one of the factors that constitute nominal interest that as an alternative cost of investment, it will enable investors to make more accurate decisions.

Structured Abstract: One of the goals of governments to be achieved is stability. The concept of stability is generally used for production and price stability. Inflation must be brought under control in order to achieve price stability. In order to bring inflation under control, the source of inflation must first be determined. Accurate consumption, investment and saving decisions is more possible in markets with low annual inflation rates and low volatility in inflation values. The two basic indicators used in the measurement of inflation are Consumer Price Index (CPI) and Producer Price Index (PPI) (Ertek, 2010: 65). The aim of market regulators is to achieve price stability in the market. In this context, achieving inflation targets is one of the monetary policies implemented to achieve price stability (Kara ve Orak, 2008: 83). Another important point in inflation targeting is that the variable is an effect rather than a cause. Failure to achieve price stability

* Öğr. Gör. Dr. Kastamonu Üniversitesi, Taşköprü Meslek Yüksekokulu, Finans- Bankacılık ve Sigortacılık
Lecturer Dr., Kastamonu University, Taşköprü Vocational School, Finance-Banking and Insurance

ORCID 0000-0001-6060-3135

ahepkorucu@kastamonu.edu.tr

** Öğr. Gör. Dr. Kastamonu Üniversitesi, Taşköprü Meslek Yüksekokulu, Finans- Bankacılık ve Sigortacılık
Lecturer Dr., Kastamonu University, Taşköprü Vocational School, Finance-Banking and Insurance

ORCID 0000-0003-0049-746X

ocorbaci@kastamonu.edu.tr

Cite as/ Atıf: Hepkorucu, A. & Doğan Ö. (2020). Enflasyon indikatörü olarak üretici ve tüketici fiyat endekslerinin birim kök yapılarının incelenmesi. *Turkish Studies - Economy*, 15(4), 2117-2129. <https://dx.doi.org/10.47644/TurkishStudies.43699>

Received/Geliş: 19 May/Mayıs 2020

Accepted/Kabul: 20 December/Aralık 2020

Copyright © INTAC LTD, Turkey

Checked by plagiarism software

Published/Yayın: 25 December/Aralık 2020

CC BY-NC 4.0

in this direction also causes socio-cultural-political problems. In particular, investment decisions are made under the past inflation values, causing investments to be rejected or postponed, but also cause the persistence of high inflation values to increase. The important point here is that if the inflation factor is not taken into account in investment decisions, an investment that should be rejected can become as an acceptable one (Şenesen, 1984: 164). Inflation determines the purchasing power parity and enables the investors to choose between alternative markets. It is thought that the markets with different inflation values and their development levels are also different. As such, determining inflation in terms of future periods is necessary for all investment, saving and consumption decisions. Inflation is basically the measure of the total changes in goods and services in a specified basket and is the change in purchasing power. Therefore, it is proportional in terms of value and mathematically proportional values must be determinable. Therefore, the inflation element should be economically stationary, that is, it should not have a unit root element in its structure. So it acts as a series of ratios in terms of value, and mathematically the set of ratio values must be stationary. The main purpose of the study is to examine the unit root structure of producer and consumer price indices, which are considered as inflation indicators. There are two main problems the study emphasizes. The first of these is that the structures of the two variables are different from each other in terms of linearity. The second is to discuss whether inflation can be predicted under these indicators. In the study, it was decided to use Harvey et al. (2008) test while examining the linear/nonlinear structures of the data. According to the Harvey et al. (2008) test results obtained, it was determined that the CPI series was linear in the selected time period, while the PPI series was non-linear. In the results examined in the literature, different results were obtained in terms of the direction of causality between these variables for tests performed in recent time intervals. This contradiction can be partially explained by the different linearity structures of the variables. Under the constraint of linearity, ADF (1984) test was applied to the CPI series to examine the unit root structure. According to the results, the CPI has unit root under the assumption of linearity. The presence of one or more structural breaks in the time series should be examined. The case of structural break and the number of breaks in the CPI series were examined by Bai-Perron (2003) multiple structural break test. After the structural break was detected, the ADF unit root test was applied again under this condition. As a result, the CPI series is considered to be stationary under structural break. Assuming that the PPI series does not have a linear structure, it was decided to evaluate the unit root structure under the ESTAR model structure. KSS (Kapetanios, Shin, and Snell) (2003), Sollis (2009) and Kruse (2011) tests were used to examine the unit root structure under the ESTAR model structure. While the KSS (2003) test indicates the presence of unit root, the other two tests provide the acceptance of stationarity. In this case, it can be accepted that the structure has threshold effect and asymmetric structure. According to the results, it is determined that the PPI series is stationary under the assumption of nonlinearity. Similar to the CPI series, it is necessary to discuss the case of any regime change under the acceptance of nonlinearity for the PPI. Under the nonlinearity assumption, regime change in time series, is determined by the Fourier transform which has been used frequently in recent years, allowing deterministic variables to change over time. Fourier-ADF and Fourier-KSS tests developed by Christopoulos and León-Ledesma (2010), and unit root tests of Ranjbar et al. (2018) and Güriş (2019) were applied to the residues when the structural change was removed from PPI series. When the PPI results examined under the structural change are examined, the striking point is the Fourier-ADF test result, indicating non-stationarity under the acceptance of linearity. This situation indicates that the structure of PPI series is definitely non-linear. The results obtained are similar to the results obtained under the nonlinearity assumption without considering the structural change. Therefore, there is no need to consider structural change in PPI modeling or forecasting. The results of the study are quite different from the results obtained in the literature, and in most of the studies examined, it was determined that the series were stationary only when the first differences were taken. In this case, it ensures that Turkey has to be predictable for later periods of inflation that is determinative of the purchasing power of money and the market regulators will ensure effective use of monetary policy instruments. Moreover, since inflation is one of the factors that constitute nominal interest as the alternative cost of investment, it will enable investors to make more accurate decisions. The fact that one of the variables is linear and the other non-linear indicates that the relationship between the two variables will differ in terms of periods. As the pricing mechanisms of domestic and foreign markets change, the direction of the relationship between them will change. Although their structures are different, both variables are accepted as stationary. As a result, inflation is expected to be predictable with these series. Under these indicators, modeling, forecasting or fiscal policy can be applied in terms of inflation targeting

Keywords: Time series econometrics, price indices, inflation, structural break, nonlinear unit root test

Öz: Günümüzde enflasyon kavramı, hem piyasayı denetleyen ve düzenleyenler hem de piyasa yatırımcıları açısından incelenmektedir. Piyasayı denetleyen ve düzenleyenler açısından enflasyon, fiyat istikrarını açıklamaktadır. Yatırımcılar açısından ise, sistematik riskin bir ölçütüdür ve yatırımlarda karar kriterini oluşturmaktadır. Temelde enflasyonun belirlenebilmesi, kendini tanımlayan indikatör değişkenlere bağlıdır. Bu değişkenlerin başında, Üretici (ÜFE) ve Tüketici (TÜFE) Fiyat Endeksleri gelmektedir. O halde enflasyonun belirlenebilmesi, öngörülmesi ve modellenmesi, öncelikle bu indikatör değişkenlerin durağan olmalarına bağlıdır. Ancak bu değişkenleri oluşturan etmenler birbirinden farklıdır. Bu farklılığın kabulü altında yapılarının incelenmesi ve enflasyonun öngörülebilmesi için, aynı zamanda durağanlıklarının saptanması da gereklidir. Çalışmada, 2005-Ocak ve 2020-Ocak tarihleri arasındaki ÜFE ve TÜFE aylık değerleri kullanılmıştır ve durağanlıkları incelenmiştir. Çalışma sonucunda, ÜFE değişken yapısının lineer olduğu ve TÜFE değişken yapısının lineer olmadığı ve ayrıca bu serilerin bu şartlar altında durağan olduğu tespit edilmiştir dolayısıyla enflasyonun bu serilerle öngörülebilir olacağı düşünülmektedir. Bu durum, hem iktisadi teori hem de matematiksel bakımdan anlamlıdır. Bu indikatörler altında enflasyon hedeflemesi açısından modelleme, öngörüme veya mali politika uygulanabilir. Bu durum, Türkiye’de paranın satın alma gücü olarak enflasyonun ilerleyen dönemler için belirlenebilir olmasını ve piyasa düzenleyiciler olarak para politikası araçlarının etkin kullanımını sağlayacaktır. Ayrıca yatırımın alternatif maliyeti olarak nominal faizi oluşturan unsurlardan biri enflasyon olduğu için, yatırımcıların daha isabetli kararlar vermesine imkan sunacaktır.

Anahtar Kelimeler: Zaman serileri ekonometrisi, fiyat endeksleri, enflasyon, yapısal kırılma, doğrusal-dışı birim kök testleri.

Giriş

Hükümetlerin ulaşması gereken hedeflerden biri istikrardır. İstikrar kavramı genellikle üretim ve fiyat istikrarı için kullanılmaktadır. Fiyat istikrarının sağlanabilmesi için enflasyonun kontrol altına alınması gerekmektedir. Enflasyonun kontrol altına alınabilmesi için de öncelikle enflasyonun kaynağının belirlenmesi gerekmektedir. Tüketim, yatırım ve tasarruf kararlarının isabetli olması, düşük yıllık enflasyon oranlarının bulunduğu ve enflasyon değerlerinin oynaklığının az olduğu piyasalarda daha mümkündür. Enflasyonun ölçümünde kullanılan iki temel gösterge, Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) ve Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE)’dir (Ertek, 2010: 65).

Özetlenirse piyasa düzenleyicilerin amacı piyasada fiyat istikrarını sağlamaktır. Enflasyonun hedeflerinin sağlanması bu bağlamda fiyat istikrarına ulaşmak amacıyla uygulanan para politikalarından bir tanesidir (Kara ve Orak, 2008: 83). Enflasyon hedeflenmesinde önemli olan bir diğer nokta ise, değişkenin sebep değil sonuç niteliği taşımasıdır. Bu doğrultuda fiyat istikrarının sağlanamaması, sosyo-kültürel-politik sorunlara da neden olmaktadır. Özellikle yatırım kararları, geçmiş enflasyon değerleri altında verildiğinden yatırımların reddedilmesine veya ertelenmesine sebep olmakla beraber, yüksek enflasyon değerlerinin kalıcılığının artmasına da neden olmaktadır. Yatırım kararlarında enflasyon unsuru dikkate alınmazsa reddedilmesi gereken bir yatırım kabul edilebilir hale gelmektedir (Şenesen, 1984: 164). Enflasyon, satın alma gücü paritesini belirlemede ve alternatif piyasalar arasında da tercih yapmamızı sağlamaktadır. Enflasyon değerleri farklı piyasaların, gelişmişlik düzeylerinin de farklı olduğu düşünülmektedir.

Bu haliyle enflasyonun gelecek dönemler itibarıyla belirlenmesi tüm yatırım, tasarruf ve tüketim kararları için gereklidir. Enflasyon, temelde, belirlenen bir sepette yer alan mal ve hizmetlerin toplam değişimlerdeki ölçüdür ve satın alma gücündeki değişimdir. Bu nedenle değer bakımından oransaldır ve matematiksel anlamda oransal değerlerin durağan olmaları gerekmektedir. Bu nedenle enflasyon unsurunun da durağan olması gerektiği düşünülmektedir. Çalışmanın temel amacı, enflasyon indikatörü olarak ele alınan üretici ve tüketici fiyat endekslerinin durağanlıklarını incelemektir.

Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) Ve Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE)

TÜFE, hanehalkının tüketimine yönelik mal ve hizmetlerin fiyatlarındaki değişimi ölçmekte iken; ÜFE, belirli bir dönemde üretilen ve yurt içine satılan malların fiyatlarındaki değişimi ölçmektedir. ÜFE hesaplamalarında ülkede üretimde önemli bir paya sahip olan sektörler dikkate alınmaktadır. Bu sektörler, tarım ve ormancılık, madencilik, balıkçılık, imalat sanayi, taşocakçılığı, su, elektrik ve gaz sektörleridir (Çoban, 2009: 128-129). ÜFE hesaplamaları, 2014 yılına kadar bu 7 sektördeki fiyat değişimleri üzerinden yapılmaktayken, 2014 yılından itibaren üretici fiyat endeksleri, Yurt İçi Fiyat Endeksi (Yİ-ÜFE), Yurt Dışı Fiyat Endeksi (YD-ÜFE) ve Tarım Üretici Fiyat Endeksi (Tarım ÜFE) olarak ayrı ayrı hesaplanmaya başlanmıştır. Yİ-ÜFE, sanayi sektöründeki üreticilerin yurt içine sattıkları ürünlerdeki fiyat değişimlerini dikkate alırken, YD-ÜFE, bu üreticilerin yurt dışına ihraç ettikleri ürünlerin fiyat değişimlerini hesaplamaktadır. Tarım ÜFE ise, 2014 yılı öncesinde ÜFE içerisinde yer alan tarım, avcılık, ormancılık, balıkçılık sektöründeki ürünlerin fiyat değişimlerini dikkate almaktadır. Çalışmada, 2003-2014 yılları arasında ÜFE verileri kullanılmış olup, ÜFE endeksinin 2013 yılı itibarıyla ana sektör ağırlıkları aşağıdaki gibidir:

Tablo 1: ÜFE Ana Sektör Ağırlıkları¹

	Ana Harcama Grupları	2013
1	Tarım	16,34
2	Tarım, avcılık, ormancılık	16,01
3	Balıkçılık	0,33
4	Sanayi	83,66
5	Madencilik ve taşocakçılığı	3,06
6	İmalat sanayi	72,14
7	Elektrik, gaz ve su	8,46

Çalışmada 2005 - 2020 yılları arasında ÜFE ve Yİ-ÜFE verileri kullanılmıştır. Endeksler her yıl güncellenmektedir ve sektörlerin ağırlıkları ile sepet içerisindeki ürünler değişebilmektedir. Endekslerdeki ana sektör ağırlıkları son yıl verileri dikkate alınarak oluşturulmuştur. Yİ-ÜFE endeksinde 2020 yılı verilerine göre 669 adet ürün yer almakta olup, ana sektör ağırlıkları ise aşağıdaki gibidir:

Tablo 2: Yİ-ÜFE Ana Sektör Ağırlıkları²

	Ana Harcama Grupları	2020
1	Madencilik ve taşocakçılığı	3,23
2	İmalat	89,22
3	Elektrik, gaz üretimi ve dağıtımı	6,61
4	Su temini	0,95

TÜFE sepetinde yer alan mal ve hizmetler ise, güncel durumu yansıtmak amacıyla sürekli güncellenmekte, ağırlığı değişen mal ve hizmetler sepetten çıkarılıp eklenmektedir. TÜFE sepetinde 418 madde ile 897 çeşit ürün yer almaktadır ve bu maddelerin ana grupları ve ağırlıkları aşağıdaki gibidir:

¹ Kaynak: TÜİK, http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1076

² Kaynak: TÜİK, http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1076

Tablo 3: TÜFE Ana Sektör Ağırlıkları³

	Ana Harcama Grupları	2020
1	Gıda ve alkolsüz içecekler	22.77
2	Alkollü içecekler ve tütün	6.06
3	Giyim ve ayakkabı	6.96
4	Konut	14.34
5	Ev eşyası	7.77
6	Sağlık	2.80
7	Ulaştırma	15.62
8	Haberleşme	3.80
9	Eğlence ve kültür	3.26
10	Eğitim	2.58
11	Lokanta ve oteller	8.67
12	Çeşitli mal ve hizmetler	5.37

TÜFE, şehirde yaşayan tüketicilerin belirlenen mal ve hizmet sepetindeki satın alma maliyetlerini ölçmektedir. Tüketicilerin hangi mal veya hizmeti ne kadar ağırlıkta kullandığı anket yoluyla belirlenmektedir. ÜFE ise, belirli bir mal sepetinin maliyetini ölçmektedir. Aralarındaki fark, TÜFE nihai mal ve hizmetleri ölçerken; ÜFE, hammadde, yarı mamul gibi üretim aşamasında kullanılan tüm mal ve hizmetleri ölçmektedir. Bundan dolayı, ÜFE'nin hesaplanması TÜFE'ye göre daha zor olmaktadır. Buna karşın, TÜFE, enflasyon oranının belirlenmesinde en uygun endeks olmasına karşın bazı sorunlar içermektedir. Endeks içerisindeki bazı maddelerin fiyatlarının parasal nedenlerden değil daha çok dışsal nedenlerden değişmesi, TÜFE'de kısa dönemde aşırı dalgalanmalara neden olabilmektedir (Gül ve Gürbüz, 2004: 6).

ÜFE ve TÜFE'nin incelenmesi ve aralarındaki ilişkinin belirlenmesi, enflasyonun kaynaklarını anlamada ve enflasyon oranının daha sağlıklı tahmin edilmesinde etkili olacaktır. Ayrıca enflasyonist şoklar karşısında para politikasının tepkisi daha kolay analiz edilebilecektir (Altınok, 2009: 2). ÜFE ile TÜFE arasındaki ilişkinin varlığı ve yönü doğru bir şekilde tespit edilirse, para politikası yapıcılar da bu durumu göz önünde bulunduracaktır. Bu endeksler, birbirlerine benzer hareket edebilecekleri gibi, farklı da hareket edebilirler. Endekslerin seyri, gelecekteki enflasyon oranının, yapısının ve kaynağının belirlenmesinde yardımcı olacaktır. Çünkü bu endekslerin hareketleri, endeksler arasındaki geçişkenlik ile ilgili bilgi vermektedir. Bu durum, enflasyon süreci değerlendirilirken, enflasyonun talep yönlü mü ya da maliyet yönlü mü baskılardan oluştuğu yönünde bilgi verecektir (Erdem ve Yamak, 2014: 2). Buna göre, girdilerin fiyatlarındaki artış sonucunda oluşan maliyet enflasyonu önce ÜFE'yi artıracak, daha sonra ÜFE-TÜFE arasındaki aktarım hızına bağlı olarak TÜFE'ye de yansıtacaktır. Buna karşın, gelirin artması veya beklentilerden kaynaklanan talep enflasyonu öncelikli olarak TÜFE'yi, daha sonra gecikmeli olarak ÜFE'yi etkileyecektir (Saraç ve Karagöz, 2010: 221). Talep enflasyonu, tüketimin artmasından kaynaklanmaktadır ve bunun gerçekleşebilmesi için, para arzının artması gerekmektedir. Maliyet enflasyonu ise, üretimde kullanılan girdi fiyatlarının artması sonucu ürün ve hizmetlerin fiyatlarını artırmaktadır (Uysal, 2007: 24). Taban ve Şengür (2016), yaptıkları çalışmada, Türkiye'de enflasyonun kaynağının talep ağırlıklı değil, daha çok maliyet ağırlıklı olduğunu öne sürmektedir.

ÜFE ve TÜFE değişkenlerinin yapılarının farklı olması, kendilerini oluşturan kalemlerin fiyatlandırma mekanizmalarının da farklı olduğunu ifade edecektir. Bununla beraber söz konusu değişkenlerin durağan olması enflasyonun belirlenebilir olmasını gösterecektir.

Dorestani ve Arjomand (2006), ABD örneğinde, 1960-2005 dönemindeki tamamlanmış mallar için üretici ve tüketici fiyat endeksleri arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmada, birim kök

³ Kaynak: TÜİK, http://www.tuik.gov.tr/HbGetir.do?id=33862&tb_id=7

ve eşbütünleşme testleri sonucunda, her iki serinin de düzey değerlerinde durağan olmadığı ve aralarında anlamlı bir uzun dönem ilişkisinin bulunmadığını belirlemişlerdir. Ghazali vd. (2008), Malezya'daki ÜFE ve TÜFE arasında ilişkili olup olmadığını araştırdıkları çalışmada, her iki serinin de düzey değerlerinin durağan olmadığını, ilk farkları alındığında durağan hale geldiklerini tespit etmişlerdir. Korap (2009), aylık enflasyon indikatörlerinin birim kök durumlarını Zivot ve Andrew (1992) tarafından önerilen birim kök tahmin yöntemi kullanarak incelediği çalışmada, aylık enflasyon oranları için birim kök sıfır varsayımının kabul edilemeyeceğini ve zaman serilerinin ortalama değerleri etrafında dalgalanan durağan bir süreç içerdiğini ortaya koymuştur. Saraç ve Karagöz (2010), TÜFE ile ÜFE arasındaki ilişkiyi sınır testi ile araştırdıkları çalışmada, yapısal kırılmanın dikkate alındığı Zivot-Andrew birim kök testi sonucunda, serilerin düzey değerlerinde durağan olmadıkları birinci farklarında yapısal kırılmaya rağmen durağan olduklarını belirlemiştir. Abdioğlu ve Korkmaz (2012), TÜFE ve ÜFE fiyat geçişkenliğini araştırdıkları çalışmalarında, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testine göre, ÜFE ve TÜFE serilerinin birinci farkında durağan olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Tarı ve arkadaşları (2012), serilerin durağanlığını belirlemek için Zivot ve Andrews testi kullanılmışlardır. Serilerin, tek kırılmalı test sonuçlarına göre trend durağan olduğu belirlenmiştir. Aksoy ve Topçu (2013), altın ile hisse senedi ve enflasyon arasındaki ilişkiyi belirlemek amacıyla gerçekleştirdikleri çalışmada, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi sonucuna göre, TÜFE ve ÜFE serilerinin düzeyde durağan olmadıkları, ancak birinci farkları alındığında durağan hale geldiklerini ortaya koymuşlardır. Erdem ve Yamak (2014), ÜFE ve TÜFE arasındaki geçişkenliğin derecesini tespit ettikleri çalışmada, yaptıkları Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Kwiatkowski-Phillips-SchmidtShin (KPSS) birim kök testleri sonuçlarına göre, her iki endeksin ikinci farkında durağan yapıya sahip olduğunu belirlemiştir. Korkmaz ve Bayır (2015), Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri sonuçlarına göre, TÜFE ve ÜFE serilerinin düzeyde durağan olmadıkları, ancak birinci farkları alındığında durağan hale geldiklerini ortaya koymuşlardır. Göçer ve arkadaşları (2016) yaptıkları çalışmada, Kapetanios (2005) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi analizi ile TÜFE ve ÜFE serilerinin düzeyde durağan olmayıp, birinci farkta durağan olduklarını belirlemişlerdir. Bayramoğlu ve Öztürk (2017), yaptıkları çalışmada ADF birim kök testine göre, TÜFE değişkeni için sabitsiz ve trendsiz model ikinci farkta, diğer modeller ise birinci farkta durağan olduğu; ÜFE değişkeninin ise sabit ve trendli model seviye itibarıyla, diğer modeller ise birinci farkta durağan olduğu sonuçlarına ulaşmışlardır. Terzi ve Tütüncü (2017), ÜFE ve TÜFE arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkileri inceledikleri çalışmada, ADF ve PP birim kök testi sonucunda, TÜFE ve ÜFE serilerinin her iki birim kök testinde ve birinci farkında durağan olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Öner (2018), TÜFE ve ÜFE ile nominal döviz kuru arasındaki ilişkiyi belirlediği çalışmada, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi analizi sonucunda, birim kök içeren serilerin birinci farkları alınarak durağanlaşması sağlanmıştır. Songur (2019), Fourier KPSS durağanlık testi kullandığı çalışmasında, TÜFE ve ÜFE değişkenlerinin birinci dereceden farkı alındığında durağan hale geldiklerinden, serilerin birim kök özelliklerinin I(1) olduğunu ifade etmektedir. Polat (2020), nominal faiz oranlarının enflasyona olan etkisini belirlemeye yönelik yapmış olduğu çalışmada, Kapetanios (2005) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi sonucunda, TÜFE ve ÜFE serilerinin birinci farkta durağan olduğunu tespit etmiştir.

ÜFE ve TÜFE değişkenleri için literatürde elde edilen sonuçlar özetlendiğinde, değişkenlerin aralarındaki ilişkinin zamanla değiştiği gözlemlenmektedir. Bu yönelimin, değişmesi iç ve dış piyasalardaki fiyatlama mekanizmalarının uzun dönem denge göstermemesi ile mümkündür. Bununla beraber değişkenlerin doğrusal/doğrusal-dışı yapı göstermeleri, bu sürekli değişimi açıklayabilir. Bununla beraber enflasyonun belirlenebilir olması için değişkenlerin durağanlığının da olması gerekmektedir.

Uygulama

Çalışmada 2005-Ocak ve 2020-Ocak zaman aralığındaki aylık bazda ÜFE ve TÜFE değerleri kullanılmıştır. Çalışmanın üzerinde durduğu iki sorun bulunmaktadır. Bunlardan birincisi, söz konusu iki değişkenlerin yapılarının birbirlerinden farklı olması durumudur. İkincisi ise, enflasyonun söz konusu bu indikatörler altında belirlenmesi durumudur.

Doğrusal/doğrusal-dışı yapıyı belirlemeye yarayan pek çok testte durağandışı olma kısıtı üzerinde durulmamaktadır. Durağan-dışılığı dikkate alan test yapısı olarak geliştirilen Harvey ve diğ. (2008) testi sonlu örnekleme güçlü özellikler göstermektedir. Çalışmada serilerin doğrusal/doğrusal-dışı yapılarını incelerken testin kullanımına karar verilmiştir. Temelde, test yapısı (W_λ), durağanlığı (W_S) ve durağandışılığı (W_U) birlikte dikkate alarak elde edilen Wald istatistiklerinin ağırlıklı ortalamasıdır. Durağandışılığı dikkate alması, kendinden önceki testlere göre zaman serilerinde avantaj sağlamaktadır. İki koşul altında da elde edilen istatistiklerin ağırlıklı ortalaması ise $W_\lambda = (1 - \lambda)W_S + \lambda W_U$ şeklinde elde edilmektedir. Burada tartı değeri, durağanlık hakkında önsel bilgi sağlamaktadır. Seri durağan ise; tartının λ sıfıra doğru yaklaşmasına sebep olacaktır. Tam tersi seri durağandışı ise; tartının λ bire doğru yönelimi gerçekleşecektir.

Doğrusal olmayan yapı altında birinci dereceden Taylor dönüşümü uygulanan durağan bir zaman serisi; (y_t),

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (1)$$

halini alacaktır. Burada doğrusallığın kabulü için ($H_0: \beta_2 = \beta_3 = 0$) temel hipotezinin sınanması gerçekleştirilir. Yapı için alternatif hipotez ($H_1: \beta_3 \neq 0$) şeklini alır. Durağan serinin birinci dereceden Taylor dönüşümü ile *ESTAR* model uzantısı elde edilmiş olacaktır. Bu haliyle $\beta_3 \neq 0$ kısıtının kabul edilmesi, doğrusal-dışı yapının *ESTAR* olarak belirlenmesini sağlayacaktır. Bu karşılaştırmanın seri yapısına uygun olarak en uygun gecikme derecesi altında yapılması uygun olacaktır.

Kısıtlı modelden elde edilen hata terimleri kareleri toplamı (RSS_R) ve kısıtsız modelden elde edilen hata terimleri kareleri toplamı (RSS_{UR}) için *WALD* istatistiği elde edilecektir. Elde edilen test istatistiği (W_S) 2 serbestlik derecesine sahip Ki-kare dağılımı altında değerlendirilir.

$$W_S = T \left(\frac{RSS_{R,S}}{RSS_{UR,S}} - 1 \right) \quad (2)$$

durağanlık koşulu altında elde edilmektedir. Benzer şekilde durağan-dışılık koşulu altında serinin farkları üzerine birinci dereceden Taylor dönüşümü uygulanır ise;

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_2 (\Delta y_{t-1})^2 + \alpha_3 (\Delta y_{t-1})^3 + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

yapısı elde edilecektir. Durağan koşul ile benzer şekilde temel hipotez altında ($H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = 0$) doğrusallık sınanmaktadır. Kısıtlı ve kısıtsız modelden elde edilen hata terimlerinin oranlanması sonucu

$$W_U = T \left(\frac{RSS_{R,U}}{RSS_{UR,U}} - 1 \right) \quad (3)$$

elde edilmektedir. Elde edilen Harvey ve diğ. (2008) test sonuçlarına göre, seçilen zaman aralığında TÜFE serisinin doğrusal yapıda olduğu, ÜFE serisinin ise doğrusal-dışı yapıda olduğu belirlenmiştir. Test sonuçları tablolaştırılarak Tablo 3'de sunulmuştur. Elde edilen sonuçlar tüm nedensellik ilişki sonuçlarının farklı olmasını kısmen açıklamaktadır. Söz konusu değişkenlerin yapıları yani kendilerini oluşturan fiyat mekanizmalarının toplam bütününe farklı olduğunu göstermektedir. Bununla beraber serilerin λ sonuçlarının bire yakın olması, serilerin durağan-dışı olabileceğini ima etmektedir.

Tablo 3: Harvey ve diğ. (2008) test sonuçları⁴

Değişkenler	W_u	W_s	λ	W_λ
TÜFE	2,343	7,801	0,991	2,392
ÜFE	19,074	23,782	0,938	19,365*

İkincil olarak serilerin durağanlığı araştırılmalıdır. Burada araştırma iki kısma ayrılmaktadır. Söz konusu seriler sayısal olarak birer oran değeridir. Bu nedenle her ne kadar yapıları birbirinden farklı olsa da iki serinin de durağan olması gerekmektedir. Doğrusallık kısıtı altında, durağanlığın saptanması için TÜFE serisine ADF (1984) (Augmented Dickey Fuller) testi uygulanmıştır.

Elde edilen sonuçlara göre TÜFE doğrusallık kısıtı altında durağan değildir. Bu durum akla rejim değişikliklerini getirmektedir. Yapısında bir veya daha fazla yapısal kırılma bulunma durumu incelenmelidir.

Tablo 4: TÜFE serisine uygulanan ADF test sonuçları⁵

Model 1	Model 2	Model 3
0,031119	-1,564759	-2,014204
(0,6710)	(0,4984)	(0,5393)

TÜFE serisinde yapısal kırılma olması ve kaç kırılma olduğu Bai-Perron (2003) çoklu kırılma testi ile incelenmiştir. Test, en uygun model yapısı olan sabit terim eklenmiş model yapısında belirlenmiştir. Bu durum ADF test tablosunda da görülebilmektedir ki, ÜFE serisinin açıklanmasında istatistiksel anlamda en uygun model sabit terim eklenmiş yapı olarak belirlenmiştir. Bu deterministik terimin 2017 yılı Ağustos ayında değişmesi, yapısal kırılmanın belirlenmesini sağlamıştır. Türk lirasının döviz kurlarına göre değer kaybı ve baz ithalat rakamlarında gözlemlenen artışın bu tarihte saptanan kırılmanın nedeni olduğu düşünülmektedir.

Söz konusu yapısal kırılmaya dikkat edilerek ADF birim kök testi tekrar uygulanmıştır. Sonuç olarak, TÜFE serisinin yapısal kırılma altında durağan kabul edilmesidir. Sabit terimde meydana gelen bu değişiklik görsel olarak izleyen kısımda sunulmuştur.

Tablo 5: TÜFE serisine uygulanan Bai-Perron (2003) çoklu kırılma test sonuçları⁶

Kırılma Sayısı	F-istatistiği	Ölçeklenmiş F-istatistiği	Ağırlıklandırılmış F-istatistiği	Kritik değer
1	12.49931*	12.49931	12.49931	8.58
2	7.173807	7.173807	8.525106	7.22
3	5.626020	5.626020	8.099203	5.96
4	4.213520	4.213520	7.244890	4.99
5	3.158754	3.158754	6.931485	3.91

Tablo 6: Yapısal kırılma altında TÜFE serisine uygulanan ADF test sonuçları⁷

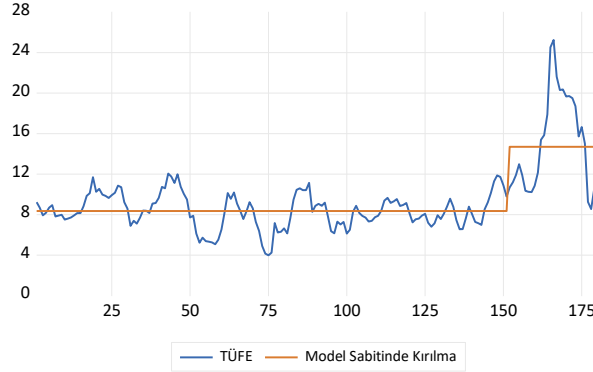
TÜFE	-4.547003*
%1 kritik değer	-3.982044
%5 kritik değer	-3.428177
%10 kritik değer	-2.414088

⁴ Harvey ve diğ. (2008) testinde en uygun gecikme derecesi Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. Testin kritik değerleri %10, %5 ve %1 istatistiksel anlamlılık altında sırasıyla 9,21, 5,99 ve 4,60 olarak kabul edilmiştir. Sonuçların %1 istatistiksel anlamlılığı * ile belirtilmiştir.

⁵ ADF testinde en uygun gecikme derecesi Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. Test sonuçlarının altında olasılık değerleri parantez içinde verilmiştir. Model 1, 2 ve 3 sırasıyla, hiçbir deterministik terim içermeyen yapıyı, sabit terim içeren yapıyı ve sabit terim ile deterministik terim içeren yapıyı ifade etmektedir.

⁶ Bai-Perron (2003) testinde 1'den "m" sayıda global kırılmanın denetlenmesi sağlanmıştır. Test için %5 istatistiksel anlamlılık altında UDMax ve WDMax kritik değerleri 8,88 ve 9,91 olarak kabul edilmiş ve belirlenen kırılmalar * ile belirtilmiştir.

⁷ ADF testi yapısal kırılma altında kullanıldığı için Perron (1993) kritik değerleri kullanılmıştır. En uygun model yapısı için toplamsal aykırılık (additive outlier) olarak seçilmiştir. %1 istatistiksel anlamlılık * ile belirtilmiştir.

Şekil 1: Yapısal kırılmanın doğrusal TÜFE serisi üzerine etkisi

ÜFE serisinin değerlendirilmesi için doğrusal-dışı yapıda olduğu kabulü unutulmamalıdır. Oransal değer taşıyan birçok ekonomik seri, yapısı belirli sınırlar arasında hareket etmektedir ve genellikle negatif değerler almazlar. Bu koşullanma gereği; serilerin rassal yürüyüş altında değerlendirilmesi uygun değildir. Uygulamada bu değişkenler gibi değerlerinde sınırlılık içeren serilerin davranışları yerel durağandırlık (local nonstationary) olarak değerlendirilebilir. Bu tip serilerin modellenmesinde, birim kök yapısına izin veren, devamlı ve ortalamadan dönüşlere izin vermeyen ancak bazı limit değerlere yaklaşıncaya veya belirli bir değer aralığına girince farklı değerlere dönüşe izin veren yapılar kullanılmaktadır. Bu durumda ÜFE serisinin parçalı doğrusal bir yapıya sahip olmadığı gözlemlenmiş ve ESTAR yapısı altında durağanlığının değerlendirilmesine karar verilmiştir.

Burada durağanlığın saptanması için KSS (Kapetanios, Shin ve Snell) (2003), Sollis (2009) ve Kruse (2011) testleri kullanılmıştır. Test sonuçları tablolaştırılarak sunulmuştur. Elde edilen sonuçlara göre, ÜFE serisinin doğrusal-dışılık kabulü altında durağan olduğu belirlenmiştir. KSS (2003) testinden farklı olarak Sollis (2009) testi asimetric yönelimi, Kruse (2011) testi ise eşik yapısını dikkate almaktadır. Testlerin boş hipotezi ilgili serinin doğrusaldışı ESTAR yapısı altında yerel durağandırlık olduğunu göstermektedir. Bu durumda hiçbir deterministik terim içermeyen model yapısı için, KSS (2003) testi durağan-dışılığa işaret ederken, diğer iki test durağanlığın kabulünü sağlamaktadır. Bu durumda yapıda eşik etkisi ve asimetric yapı olduğu kabul edilebilir.

Tablo 7: ÜFE serisine uygulanan Kruse (2011), Sollis (2009) ve KSS (2003) test sonuçları⁸

Testler	Model 1	Model 2	Model 3
Kruse (2011)	5,442	24,289*	27,469*
Sollis (2009)	10,875*	11,027*	12,283*
KSS (2003)	-2,916*	-4,226*	-4,958*

TÜFE serisi incelenirken yapısal kırılmanın varlığı gözlemlenmiştir. ÜFE serisi doğrusaldışılık kabulü altında herhangi bir rejim değişikliği olması durumunda tartışılması gerekmektedir. Doğrusal-dışılık varsayımı altında rejim değişikliği son yıllarda sıkça kullanılan Fourier dönüşümü ile saptanmaktadır ki, deterministik değişkenlerin zamanla değişimine izin vermektedir. ÜFE serisine fourier dönüşümü uygulanmış ve en uygun derece hem hata terimlerinin karelerinin toplamının minimizasyonu hem de F-istatistiği göz önüne alınarak k=4 seçilmiştir. Uygulanan fourier dönüşümü görsel olarak da incelenebilir.

⁸ Kruse (2011) ve KSS (2003) test sonuçları asimptotik kritik değerler ile karşılaştırılmıştır. Sollis (2009) test sonuçları 200 örneklem için elde edilen kritik değerler ile karşılaştırılmıştır. Sadece KSS (2003) testinde Model 1 yapısından en uygun gecikme derecesi 2 olup, diğer tüm testler için Schwarz bilgi kriteri altında en uygun gecikme derecesi 1 olarak seçilmiştir. Test sonuçlarının %1 istatistiksel anlamlılığı * ile belirtilmiştir.

alan birim kök testi uygulanmıştır. Farklı varsayımlar altında kurulan bu testlerin ortak noktası hipotezleridir. Testlerin boş hipotezi, ilgili serinin yapısal kırılma altında yerel durağandışı olduğunu ima etmektedir. Yapısal değişim altında incelenen ÜFE sonuçları incelendiğinde dikkati çeken nokta Fourier-ADF test sonucudur ki, doğrusallık kabulü altında durağan-dışılığa işaret etmektedir. Bu durum ÜFE serisinin yapısının kesinlikle doğrusal-dışı olduğuna işaret etmektedir. Elde edilen sonuçlar yapısal değişim dikkate alınmadan doğrusal-dışılık kabulü altında alınan sonuçlar ile benzerdir. Bu nedenle ÜFE modellenmesi veya öngörülmesinde yapısal değişime dikkat edilmesine gerek olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Elde edilen sonuçlar genel anlamda değerlendirildiğinde, serilerin farklı koşullar altında olsa da durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Literatürde ulaşılan sonuçlar arasında bariz bir farklılık vardır. Bunun nedeni, kullanılan test yapılarının yani varsayılan kabullenmenin farklı olmasıdır. Özellikle Türkiye ekonomisine ait bu göstergelerin değerlendirilmesi doğrusal varsayım altında ve çok büyük kısmında yapısal kırılmalara dikkat edilmeden gerçekleştirilmiştir. Ancak bulunan sonuç literatürdeki sonuçlarla ne kadar farklı olsa da iktisadi teoriye uygundur.

Tablo 9: ÜFE serisine uygulanan farklı derecelerde Fourier dönüşümü test sonuçları¹⁰

ÜFE	Model 1	Model 2	Model 3
Güriş (2019)		30,103*	35,215*
Ranjbar ve diğ.(2018)		10,925*	14,865*
Fourier-KSS	-4,607*		
Fourier-ADF	-1,013		

Sonuç

Enflasyonu belirleyen unsurların yapısının belirlenmesi, enflasyonun öngörülmesini sağlayarak piyasayı düzenleyenler ve yatırımcılar açısından karar verirken ve planlama yaparken faydalı olacaktır. Bu nedenle çalışmada enflasyonun temel göstergeleri olan ÜFE ve TÜFE değişkenlerinin yapıları incelenmiştir. Bunun için 2005-Ocak ve 2020-Ocak aylık bazda ÜFE ve TÜFE değerleri kullanılmış ve bu veriler doğrultusunda yapılan analiz sonucunda, ÜFE ve TÜFE makro iktisadi değişkenlerinin yapılarının farklı olduğu tespit edilmiştir. İncelenen zaman aralığında TÜFE değişkeni doğrusal ve yapısal kırılma dikkate alındığında durağan kabul edilmektedir. ÜFE değişkeni ise doğrusal-dışı yapıda ve tanımlanmasında yapısal kırılmaya gerek duyulmadan durağan olduğu tespit edilmiştir.

Çalışmanın sonuçları, literatürde elde edilen sonuçlardan oldukça farklıdır ki; incelenen çalışmaların çoğunda serilerin ancak birinci farkları alındığında durağan oldukları tespit edilmiştir. Bu durum, Türkiye’de paranın satın alma gücü olarak enflasyonun ilerleyen dönemler için belirlenebilir olmasını sağlamaktadır ve piyasa düzenleyiciler olarak para politikası araçlarının etkin kullanımını sağlayacaktır. Ayrıca yatırımın alternatif maliyeti olarak nominal faizi oluşturan unsurlardan biri enflasyon olduğu için, yatırımcıların daha isabetli kararlar vermesine imkan sunacaktır. Değişkenlerin birinin doğrusal, diğerinin doğrusal-dışı olması ise, iki değişken arasındaki ilişkinin dönemler itibariyle farklılaşacağına işaret etmektedir. İç ve dış piyasaların fiyatlama mekanizmalarının değişmesi ile aralarındaki ilişkinin değişim gösterdiği kabul edilmiştir.

Yapıları farklı olsa da her iki değişkende durağan kabul edilmiştir. Sonuç olarak enflasyonun bu serilerle öngörülebilir olacağı düşünülmektedir. Bu durum hem iktisadi teori hem

¹⁰ Tüm testlerde ilgili model yapısı için en uygun gecikme sayısı Schwarz Bilgi Kriteri ile belirlenmiştir. Fourier-ADF testi için en uygun gecikme derecesi k=12 olup, diğer tüm testler için k=1 olarak belirlenmiştir. Fourier-ADF, Fourier-KSS ve Güriş (2019) testleri için elde edilen sonuçlar 250 örneklem için elde edilen kritik değer ile karşılaştırılmıştır. Ranjbar ve diğ.(2018) testi için elde edilen sonuçlar 200 örneklem için elde edilen kritik değer ile karşılaştırılmıştır. %1 istatistiksel anlamlılık * ile belirtilmiştir.

de matematiksel bakımdan anlamlıdır. Bu indikatörler altında enflasyon hedeflemesi açısından modelleme, öngörülme veya mali politika uygulanabilir.

Kaynakça

- Abdioğlu, Z. & Korkmaz Ö. (2012). Tüketici ve üretici fiyat endekslerinde fiyat geçişkenliği: Alt Sektörler. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 16(2), 65-81.
- Altınok, S., Şahin, A. & Çetinkaya, M. (2009). Frekans-Alanda enflasyon direnci araştırması: Türkiye Örneği. *Kamu-İş*, 10(4), 1-20.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal Of Applied Econometrics*, 18(1), 1-22. <https://doi.org/10.1002/jae.659>
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Critical values for multiple structural change tests. *The Econometrics Journal*, 6(1), 72-78. <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00102>
- Bayramoğlu, A. T. & Öztürk, Z. (2017). ARIMA ve gri sistem modelleri ile enflasyon tahmini. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 760-775.
- Becker, R., Enders, W. & Lee, J. (2006). A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x>
- Christopoulos, D. K. & León-Ledesma, M. A. (2010). Smooth breaks and non-linear mean reversion: post-bretton woods real exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 29(6), 1076-1093. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2010.02.003>
- Çoban, O. (2009). *Makro İktisat*, Gazi Kitabevi.
- Dorestani, A. & Arjomand, L. H. (2006). An empirical study of the relationship between consumer and producer price index: A unit-root test and test of cointegration. *The Costal Business Journal*, 5(1), 33-38.
- Erdem, F. & Yamak, R. (2014). Üretici fiyat endeksi ve tüketici fiyat endeksi arasındaki geçişkenliğin derecesi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(4), 1-13. <https://doi.org/10.18037/ausbd.25661>
- Ertek, T. (2010). *Makro Ekonomiye Giriş (Basından Örneklerle)*. Beta Basım Yayım.
- Ghazali, M. F., Yee, O. A. & Muhammad, M. Z. (2008). Do producer prices cause consumer prices: Some empirical evidence. *International Journal of Business and Management*, 3(11), 78-82. <https://doi.org/10.5539/ijbm.v3n11p78>
- Göçer, İ., Aydın, N. & Sümer, A. L. (2016). Türkiye’de son yıllarda enflasyonun belirleyicileri: Çoklu yapısal kırılmalı zaman serisi analizi. *Bankacılar Dergisi*, 27(98), 3-22.
- Güriş, B. (2019). A new nonlinear unit root test with fourier function. *Communications in Statistics-Simulation And Computation*, 48(10), 3056-3062. <https://doi.org/10.1080/03610918.2018.1473591>
- Harvey, D. I., Leybourne, S. J. & Xiao, B. (2008). A powerful test for linearity when the order of integration is unknown. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12(3), 5-10. <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1582>
- Kapetanios, G., Shin, Y. & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112(2), 359-379. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00202-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00202-6)

- Kara, A. H., & Orak, M. (2008). *Enflasyon hedeflemesi. Krizler, para ve iktisatçılar*, Ed. Ercan Kumcu, Remzi Kitabevi, 81-157.
- Korap, L. (2009). Enflasyon ve enflasyon belirsizliği ilişkisiyle ilgili G7 ekonomileri üzerine bir inceleme, *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(2), 503-523.
- Korkmaz, S. & Bayır, M. (2015). Döviz kuru dalgalanmalarının yurtiçi fiyatlara etkisi. *Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi* 8(4), 69-85.
- Kruse, R. (2011). A new unit root test against ESTAR based on a class of modified statistics. *Statistical Papers*, 52(1), 71-85. <https://doi.org/10.1007/s00362-009-0204-1>
- Öner, H. (2018). Döviz kuru ve enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye uygulaması, *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(1), 343-358. <http://dx.doi.org/10.17218/hititsosbil.398547>
- Polat, M. A. (2020). Fisher etkisinin türkiye örnekleminde değerlendirilmesi. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi* 8(5), 1551-1561. <https://doi.org/10.18506/anemon.645556>
- Ranjbar, O., Chang, T., Elmi, Z. M. & Lee, C. C. (2018). A new unit root test against asymmetric ESTAR nonlinearity with smooth breaks. *Iranian Economic Review*, 22(1), 51-62. <https://doi.org/10.22059/ier.2018.65349>
- Said, S. E. & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607. <https://doi.org/10.2307/2336570>
- Saraç, B. T. & Karagöz, K. (2010). Türkiye’de Tüketici ve üretici fiyatları arasındaki ilişki: Yapısal kırılma ve sınır testi. *Maliye Dergisi*, (159), 220-232.
- Sollis, R. (2009). A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with an application to real exchange rates in nordic countries. *Economic Modelling*, 26(1), 118-125. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2008.06.002>
- Songur, (2019). Fourier yaklaşımı ile fisher hipotezini yeniden gözden geçirmek: Türkiye örneği. *Sivas Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(2), 186-200.
- Şenesen, Ü. (1984). Enflasyon ve yatırım kararları. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 40(1-4), 161-179.
- Taban, S. & Şengür, M. (2016). Türkiye’de enflasyonun kaynağının belirlenmesine yönelik ekonometrik bir analiz. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (47), 47-64.
- Tarı, R. Abasız, T. & Pehlivanoğlu, F. (2012). TEFİ (ÜFE) - TÜFE fiyat endeksleri arasındaki nedensellik ilişkisi: Frekans alanı yaklaşımı, *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, 12(24), 1-15.
- Terzi H. & Tütüncü, A. (2017). Türkiye’de üretici fiyat endeksi ve tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişkinin incelenmesi: ARDL sınır testi yaklaşımı. *Sosyoekonomi*, 25(34), 173-186. <https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.289926>
- Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), http://www.tuik.gov.tr/HbGetir.do?id=33862&tb_id=7 , 26.02.2020.
- Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1076 , 26.02.2020
- Uysal, Y. (2007). Türkiye’de enflasyon: sektörel kaynakları ve iç ticaret Hadleri. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 44(508), 21-34.