



Türkiye’de Enflasyon ile Asgari Ücretler Arasındaki İlişki ve Ücret-Fiyat Sarmalı

Minimum Wage Relationship Between Inflation and The Wage-Price Spiral in Turkey

Osman Akgül¹, Abdullah Miraç Bükey²

Öz

Ücret karşılığı çalışma, sanayi devrimi ile ivmelenmeye başlamış, neo-liberal dönemle en yüksek oranlarına ulaşmıştır. Ücretlilerin artık birçok ülkede toplumun çoğunluğunu oluşturuyor olmaları onlara dair yapılacak herhangi bir çalışmanın da toplumun genelini ilgilendirmesi açısından hayatiyet arz etmektedir. Yapılan bu çalışmada ücretler ile enflasyon arasındaki ilişkinin yönünü incelemek ve reel olarak ücretlerin geldiği noktayı tespit etmek amaçlanmıştır. Bu minvalde Türkiye’nin 1987-2018 yılları arası yıllık TÜFE ve Asgari Ücret verileri kullanılmıştır. Enflasyon ve Asgari Ücret arasındaki ilişki ARDL Sınır Testi Yaklaşımı ve ücret-fiyat sarmalının varlığı ise Toda-Yamamoto Nedensellik testleri uygulanarak tespit edilmiştir. Ekonometrik analizin sonuçlarına göre enflasyon ve asgari ücret arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiş, kısa dönemde ise ilişki anlamsız bulunmuştur. Buna göre uzun dönemde enflasyonda meydana gelen %1’lik bir artış asgari ücreti yaklaşık olarak %2.59 oranında artırmaktadır. Asgari ücretteki artışın enflasyon oranındaki artıştan yüksek olması, yani esneklik katsayısının 1’den büyük olması asgari ücretin reel olarak artışını ifade etmektedir. Toda-Yamamoto Nedensellik analizi sonuçlarına göre ise hem asgari ücretlerden enflasyona hem de enflasyondan asgari ücretlere doğru çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu ilişki ise Türkiye’de 1987-2018 dönemi referans aralığında ücret-fiyat sarmalının varlığına işaret etmektedir. Kriz dönemlerini takip eden yıllarda ise asgari ücretin 3.65 birim arttığı görülmüştür.

Anahtar Kelimeler

Asgari ücret, Enflasyon, Ücret-fiyat sarmalı, ARDL Sınır Testi Yaklaşımı, Toda-Yamamoto

Abstract

Working for wage has started to accelerate with the industrial revolution and reached its highest rates with the neo-liberal period. The wage earners now constitute the majority of the society in employment in many countries. Therefore, any policy regarding wage earners concerns the general public. In this study, it was

1 Sorumlu Yazar: Osman Akgül (Dr. Öğr. Üyesi), İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Çalışma Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri Bölümü, İstanbul, Türkiye. E-posta: osman.akgul@istanbul.edu.tr ORCID: 0000-0001-7953-4897

2 Abdullah Miraç Bükey (Arş. Gör. Doktora Öğrencisi), İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, İstanbul, Türkiye: E-posta: abduallah.bukey@hotmail.com ORCID: 0000-0002-5483-9077

Atf: Akgül, O. ve Bukey, A. M. (2020). Türkiye’de enflasyon ile asgari ücretler arasındaki ilişki ve ücret-fiyat sarmalı. *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, 78: 257-282. <https://doi.org/10.26650/jspc.2020.78.0026>



aimed to examine the direction of the relationship between wages & inflation and to determine the point of real wages. For this purpose, annual CPI and Minimum Wage data between 1987-2018 were used. The relationship between inflation and minimum wage was determined by applying ARDL Boundary Test Approach and the existence of wage-price spiral by applying Toda-Yamamoto Causality tests. According to the results of the econometric analysis, a long-term relationship was found between inflation and minimum wage, while the relationship was found meaningless in the short term. Accordingly, a 1% increase in inflation in the long run increases the minimum wage by approximately 2.59%. The fact that the increase in the minimum wage is higher than the increase in the inflation rate that's so the elasticity coefficient greater than 1 means the real increase in the minimum wage. According to the results of Toda-Yamamoto Causality analysis, a bidirectional causality relationship was determined both from minimum wages to inflation and from inflation to minimum wages. This relationship suggests the existence of the 1987-2018 reference period in the range of wage-price spiral in Turkey. It was observed that the minimum wage increased by 3.65 units in the years following the crisis periods.

Keywords

Minimum wage, Inflation, Wage-Price Spiral, ARDL Bounds Test Approach, Toda-Yamamoto

Extended Summary

Throughout history, people have tried to earn their lives by evaluating their labor. In every period, the evaluation of labor has been done with different methods depending on production. Particularly in the production structure formed after the industrial revolution, the majority of the people sold/rented their labor with increasing acceleration and the name of their income is wage. Since most of the developed societies constitute wage earners, the policies to be put forward about them will have both economic and social effects.

When we look at Turkey’s private wages and nature of the relationship between inflation and minimum wage, which has an important place in the income distribution and to determine the quantity, should inflation better understanding of the dynamics in the era of increasing both the minimum wage has the potential importance for progress and communication of monetary policy. This is because it has the structure to shed light on the course of labor costs in terms of being a reference to wages in the economy as well as the minimum wage prevalence.

According to the wage-price spiral, which influences macroeconomic dynamics on the basis of any expanding aggregate demand policy, businesses would like to maintain the prices of their products and prefer to increase prices. When faced with the same situation, workers will try to increase their real wages in addition to maintaining their real wages.

There are some studies in the literature examining the relationship between wage inflation. Most of the studies have tried to reveal the causal relationship between the general level of the economy, the general level of prices and wages and the direction of this relationship. Also, in the majority of studies, the effect of productivity and wages on inflation is examined.

According to the literature review, the relationship between wages and inflation is generally positive and nominal wages are determined by taking into account the inflation rate realized in previous years. In Turkey, most of the studies performed to examine the relationship between inflation and wages together as a very strong relationship, where there is bidirectional causality is present in many works and pay the price spiral.

Most of the studies conducted in other countries indicate that there is a relationship between wages and inflation. Inflation has a two-way effect on wages, both positive and negative. Thus, the findings obtained in the direction and severity of the impact vary. Another notable result was obtained from causality analyzes, and one-way or two-way relationships were determined.

In this context, annual CPI and Minimum Wage data between 1987-2018 were used. The relationship between inflation and Minimum Wage was determined by applying the ARDL Boundary Test Approach and the existence of the wage-price spiral by applying the Toda-Yamamoto Causality tests. According to the results of the econometric analysis, the long-term relationship between inflation and the minimum wage was found and in the short term, the relationship was found to be meaningless. Accordingly, a 1% increase in long-term inflation increases the minimum wage by approximately 2.59%. The increase in the minimum wage is higher than the increase in the inflation rate, that is, the coefficient of elasticity greater than 1 indicates the real increase in the minimum wage. According to the results of the Toda-Yamamoto Causality Analysis, a two-way causality relationship was determined from minimum wages to inflation and from inflation to minimum wages. This relationship suggests the existence of the 1987-2018 reference period in the range of wage-price spiral in Turkey. In the years following the crisis periods, the minimum wage increased by 3.65 units.

As a result of causality analysis, the emergence of a two-way relationship and the fact that the average increases are close to each other reveals that minimum wages are determined by considering the inflation criterion. In determining the rate of increase in minimum wages, considering the inflation rates in previous years, that is, economic actors took decisions in 1956 within the framework of Adaptive Expectations Theory developed by American economist Phillip D. Cagan, and real wages increased as a result of the differences between expected inflation and actual inflation. It is seen that the real minimum wages, which are in a downward trend following the crisis periods, have been increased to compensate. In particular, since the inflation rates decreased to single households after 2004, the inflation expectation was predictable, leading to an increasing trend in the 8-9% band of monetary minimum wages after 2004.

Türkiye’de Enflasyon ile Asgari Ücretler Arasındaki İlişki ve Ücret-Fiyat Sarmalı

Tarih boyunca insanlar emeklerini değerlendirerek hayatlarını kazanmaya çalışmış ve her dönemde emek üretime bağlı olarak farklı yöntemler ile değerlendirilmiştir. Özellikle sanayi devrimi sonrası oluşan üretim yapısında insanların artan bir ivmeyle çoğunluğu emeklerini satmış/kiraya vermiş ve elde ettikleri gelirin adı ücret olmuştur. Gelişmiş toplumların büyük çoğunluğunu ücretlilerin oluşturması sebebiyle; onlar ile ilgili yapılacak çalışmaların, ortaya konulacak politikaların hem ekonomik hem de sosyal tesirleri fazla olacaktır. Ücretler işverenler açısından mal ve hizmet üretiminde bir maliyet unsuru olarak görülmekteyken; tek gelir kaynağı ücretler olan sabit gelirliler için ise hayatlarını idame ettirecekleri bir kaynaktır.

Enflasyon ile ücret ilişkisi makroekonomik dinamikler açısından son derece ehemmiyetli olduğu için üzerinde birçok çalışma yapılmıştır. Özellikle ücret ve fiyatlardaki artışların birbirini takip etmesi anlamına gelen ücret-fiyat sarmalının varlığı da bu çalışmalara konu olmuştur. Ücretlilerin satın alma güçlerini göstermesi bakımından reel ücretlerinin incelenmesi, enflasyonun makroekonomik diğer etkilerinin yanında işçilerin hayatlarını idame ettirdikleri çoğunlukla tek gelir kaynaklarının durumunun görülmesi açısından bu ilişki incelenmektedir. Devlet açısından konunun ehemmiyeti ödenen ücretlerin toplamının emek sahiplerinin milli gelir içindeki payını ve toplumun büyük çoğunluğunu oluşturan kesimin ekonomik durumunu göstermesidir.

Enflasyonun çok dinamik bir yapıya sahip olması, birçok değişkenden etkilenmeye açık yapıya sahip olması ve ücretlerin enflasyona çok hızlı adapte olamayışı bu alanda yapılacak çalışmaları güçleştirmektedir. Bunun yanında ücret ve enflasyon değişimlerinin hem beklenen hem de gerçekleşen enflasyondan etkilenme potansiyeline binaen ortaya çıkan eşzamanlılık, bu iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin tahminini zorlaştırmaktadır. Bu minvalde yapılan bu çalışmada öncelikle genel ekonomik literatür ve akabinde tablo yardımıyla bu ilişkiyi inceleyen çalışmalar verilecektir. Ardından çalışmada ekonometrik yöntemler ve veri seti yardımıyla asgari ücretler ile enflasyon arasındaki ilişki incelenecektir. Son olarak bulgulara yönelik genel değerlendirmeler yapılacaktır.

Literatür

Enflasyon ile ilgili birçok tanımlama yapılmakta olup çoğunluğun ittifak ettiği tanıma göre fiyatlar genel seviyesinin devamlı olarak yükselmesidir. Türkiye’de 1980 yılından itibaren, enflasyonu düşürmek, dış açıkları kapatmak ve ekonomiyi yeniden işler hale getirmek için, ekonomik istikrar programı uygulanmıştır. Bu program çerçevesinde fiyatların idari kararlarla belirlenmesi politikasından vazgeçilmiş, temel mal ve hizmetlerin kapsamı daraltılmış, bu kapsamın dışında kalan ürünlerin fiyatlarının serbestçe belirlenmesi ilkesi getirilmiş, piyasalarda çift fiyat oluşmasının önüne geçilmiştir. Ekonominin ihtiyaç duyduğu ithalatın yapılabilmesi neticesinde mal kıtlıkları bertaraf edilmiştir. (Aydoğan, 2004, s. 93.)

Türkiye özelinde bakıldığında, ücret ve gelir dağılımında önemli bir yere sahip olan asgari ücret ile enflasyon arasındaki ilişkinin nitelik ve niceliğinin ortaya konulması, gerek enflasyon dinamiklerinin daha iyi anlaşılması gerekse asgari ücretin arttığı dönemlerde para politikasının seyri ve iletişimi bakımından potansiyel öneme sahiptir. Zira asgari ücret yaygınlığının yanında ekonominin genelindeki ücretlere referans teşkil etmesi açısından işletmelerin işgücü maliyetlerinin seyrine ışık tutabilecek yapıya sahiptir. (Başkaya ve Özmen, 2013, s. 2.)

Enflasyon ile ücret arasındaki ilişkinin ekonomi için son derece önemli olmasından dolayı geçmişten günümüze bu ilişkinin seyri incelenmiştir. Uygulanan politikalar neticesinde fiyatlarla ücretlerin birbirini izlemesinin önüne geçilmeye çalışılmıştır. Ücret fiyat spirali olarak da adlandırılan bu ilişki, ücret ve fiyat ayarlama kuralları neticesinde toplam talep şoklarının ekonominin reel değişkenleri üzerinde etki edip etmediği tartışılmıştır. Ücret fiyat sarmalının nihai kertesinde nominal ücretlerde meydana gelen artışların fiyatlarda artışa, fiyatlarda meydana gelen artışın da tekrardan ücretlerde artışa sebep olarak sarmal oluşturduğu düşünülmektedir. Bu fiyat ve ücret artışları ekonomi tekrar durağan hale gelene kadar devam etmektedir. (Blanchard, 1986) Makro ekonomik dinamikleri temelinden etkileyen ücret fiyat spiraliye göre, herhangi bir genişletici toplam talep politikası karşısında işletmeler ürünlerinin fiyatlarını korumak isteyecekleri gibi fiyatları artırmayı da tercih ederler. Bunun gibi işçiler de aynı durumla karşılaştıklarında reel ücretlerini muhafaza etmenin yanı sıra artırma çabasına da gireceklerdir. (Abdioğlu, 2014: s. 246.) Şayet talepteki artışlar üretimde sağlanacak artışlar

ile karşılanabilirse enflasyonist etki yapmayacaktır. Bununla beraber kamu kesiminde harcamalar ve yatırımlar azaltılarak, kamu açıkları da düşürülecek ve bu cepheden gelebilecek olan enflasyonist baskı da azaltılmış olacaktır.

Nominal ayarlamaların işgücü ve mal piyasalarının geneline yayılma etkisi literatürde ücret-fiyat sarmalı olarak nitelendirilmektedir. Ücret-fiyat sarmalı teoremine göre, toplam talepteki bir artış firmaları daha yüksek fiyat istemeye, işçileri de daha yüksek bir ücret istemeye sevk ederek Adaptif Beklentiler Teorisi (Cagan, 1956) çerçevesinde kararlar alması ücret-fiyat döngüsünün oluşmasına neden olur ve bu döngü sonunda istihdam ve ücretin artması beklenir. Bu durum sadece talep enflasyonu reel para arzını etkili bir biçimde azalttığına son bulması ve ekonominin tam istihdam denge seviyesine dönmesi beklenir. Ücret fiyat mekanizmasının ortaya çıkmasının bunun dışında bir yolu daha vardır. Olumsuz arz şokları ile karşılaşıldığında işçilerin daha yüksek reel ücret talep etmeleri, firmaların daha fazla kâr marjı elde etmek istemeleri veya şok öncesindeki fiyat ve ücret düzeylerini korumak istemeleri maliyet enflasyonuna sebep olurken; enflasyonun reel para arzı üzerindeki etkisi ekonomik durgunluğa sebep olur. (Abdioğlu, 2013, s. 46.).

Liberal iktisat teoremine göre nominal ücretler uzun dönemde fiyatlar genel düzeyindeki artış nispetinde yükselmelidir. Kısa dönemde ise bu ilişkide çeşitli sapmalar meydana gelebilmektedir. Hiç şüphesiz nominal ücretlerin artışında enflasyonist baskıların haricinde etki eden faktörler de bulunmaktadır. İşgücü verimliliğinden kaynaklı ve/veya sektörlerin kendine has karakteristiklerinin etkisi ile çeşitli ücret artış oranlarının görülmesi, yine farklı sektörlerdeki işgücü verimliliğinin de farklılık arz etmesi de nominal ücret artışlarına etki etmektedir. Bunların yanında verimlilik artışıyla bağlantılı olmayan yüksek seviyede nominal ücret artışları görülebilmektedir. (Rissman, 1995, s. 17; Abdioğlu, 2013, s. 47.)

Literatürde ücret enflasyon ilişkisini inceleyen birtakım çalışmalar bulunmaktadır. Çalışmaların büyük çoğunluğu ekonomi genel düzeyi, fiyatlar genel seviyesi ile ücretler arasındaki nedensellik ilişkisini ve bu ilişkinin yönünü ortaya koymaya çalışmışlardır. Bunun yanında çalışmaların yine büyük çoğunluğunda enflasyonla beraber verimliliğin ücretler üzerindeki etkisi incelenmeye çalışılmıştır. Literatürdeki çalışmalar bir tablo eşliğinde özetlenmiştir.

Tablo 1

Ücret ve Enflasyon İlişkisi için Literatür İncelemesi

Çalışma	Ülke/ Yıllar	Kullanılan Değişkenler	Analiz Metodu	Sonuçlar
Lucas & Rapping / 1969	ABD 1930-1965	GSMH Deflatörü, Reel Ücretler	İki Aşamalı Fisher Modeli	Fiyatlardaki %10'luk bir artış reel ücretleri %2.2 oranında azaltmaktadır.
Rissman /1995	ABD 1964-1994	10 Adet Sektörün Nominal Ücretleri ve Üretimi, TÜFE	Granger Nedensellik Analizi	Birçok Sektörde Fiyatlardan ücretlere Doğru Nedensellik ilişkisi bulunmuştur.
Groshen & Schweitzer / 1996	Amerika 1956-1996	Enflasyon, Ücret	Varyans analizi	Enflasyon ile ücretlerin ilişkinin kuvvetli olduğu gözlenmiştir.
Hondroyiannis & Papapetrou / 1997	Yunanistan 1992-1975	Enflasyon, Ücret, Verimlilik	Eşbütünleşme analizi	Enflasyon ile ücretler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir.
Metin & Üçdoruk /1998	Türkiye 1962-1992	ÜFE, İstihdam verileri, İmalat sanayii Nominal ücretler	Granger nedensellik, Johansen eş bütünleşme	Uzun dönemde ücret fiyat sarmalının olduğu bulunmuştur.
Ranciere / 2000	ABD 1964-1998	GSYH, Saatlik Emek Üretimi	Yapısal vektör otoregresif (VAR) modeli	Ücret-fiyat spirali olduğu bulunmuştur.
Bardsen & Hurn & McHugh/ 2002	Avustralya 1986-1999	TÜFE, GSYH, Nominal Ücretler	VAR, Johansen eşbütünleşme analizi	Ücretler ve fiyatlar arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi vardır.
Kandil /2003	12 Gelişmiş Ülke 1960-2000	GSYH, GSMH, TÜFE	EKK Analizi	Ücret-Fiyat sarmalı ve ekonomik dalgalanmalar ile ilişkisi bulunmuştur.
Gunay vd. / 2005	Türkiye 1980-1996	29 Alt Sektörde Ücretler, TÜFE	Panel veri analizi	Enflasyon ile ücret arasında pozitif bir ilişki bulunmuştur.
Korkmaz & Çoban / 2006	Türkiye 1969-2006	Asgari Ücretler, Enflasyon, İşsizlik Oranları	ADF Testi, Johansen Eş Bütünleşme Testi ve Granger Nedensellik Testi	Enflasyon ile Asgari ücret arasında uzun dönemli karşılıklı ilişki olduğu gözlenmiştir.
Jonsson & Palmqvist / 2006	Filipinler/ 1989-2009	Ücretler, Fiyat Enflasyonu	Granger Nedensellik analizi	Çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.
Hu & Toussaint- Comeau / 2010	Amerika 1960-2009	GSYH Deflatörü, Tarımdışı Sektördeki Nominal Ücretlerin Verimlilik ile Çarpımı	Granger nedensellik analizi	Fiyatlardan ücretlere doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir.
Hoxha /2010	27 Avrupa Ülkesi	HICP, PEU 12, LCI, WEU12, ECU/Euro Index, QEUI2	EKK ve Vektör Hata Düzeltme (VECM) analizleri	Ücretler ve Fiyatlar arasında nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Şahinoğlu vd. /2010	Türkiye	TÜFE, İmalat Sanayi Birim Saat İşgücü Maliyetleri, M2Y	ARDL Sınır Testi, KPSS Eşbütünlüşme testi	Uzun ve kısa dönemde ücretlerin enflasyon üzerinde anlamlı ve pozitif etkisi olduğu bulunmuştur.
Karaçor & Özmen & Yorgancılar / 2011	Türkiye 1987-2010	İşsizlik Verileri, Asgari Ücret, Enflasyon	Granger nedensellik analizi	Yapılan çalışmada değişkenlerin pozitif ve tek yönlü bir ilişkiye sahip olduğu aynı zamanda serilerin uzun dönemli bir ilişki içerdiği bulunmuştur.
Abdioğlu / 2013	Türkiye 1997-2012	Brüt Ücret-Maaş İstatistikleri ÜFE-TEFE, TÜFE	Toda & Yamamoto Nedensellik Analizi	Ücret düzeyleri ile tüketici fiyatları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuş ve ücret artışlarının fiyat düzeyini artırdığı tespit edilmiştir.
Başkaya & Özmen / 2013	Türkiye 2003-2012	ÜFE, Asgari Ücret	Regresyon analizi	Asgari ücretteki artış enflasyonist bir baskı oluşturmaktadır.
Tang /2014	Malezya 1970-2007	Enflasyon, Ücret, İşgücü Verimliliği	Granger Nedensellik analizi	Enflasyon ile ücretler arasında çift yönlü ilişki tespit edilmiştir
Abdioğlu / 2014	Türkiye 1998-2012	GSYİH, TÜFE, İmalat Sanayi Üretiminde Çalışan Saat Baş Nominal ve Reel Ücret Endeksi	Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) birim kök testleri	Türkiye için ücret-fiyat spiralinin var olduğu ama çok yavaş gerçekleştiği bulunmuştur.
Knotek & Zaman / 2014	Amerika 1994-2013	Ücretler, Fiyat Enflasyonu	Bayesian Vector Autoregression	Ücretler ve fiyatlar birlikte hareket etme meyindedir.
Sunal & Alp / 2015	Türkiye 1987-2012	Reel Asgari Ücret, Reel GSYH, Enflasyon, Nominal Asgari Ücretler	Granger Nedensellik Analizi, Johansen & Jeselius (JJ) Eşbütünlüşme Testi	Enflasyon ile asgari ücretler arasında karşılıklı ilişkinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Yıldırım / 2015	Türkiye 1988-2012	GSYH Deflatörü, Reel Ücretler	Granger nedensellik analizi	Reel ücretlerden enflasyona doğru tek yönlü nedensellik bulunmuştur.
Korkmaz / 2017	Türkiye 1998-2015	GSYİH, TEFE, TÜFE, M2	Perron Birim Kök testi	Kısa ve uzun dönemde nominal ücretlerdeki değişimin enflasyon üzerinde anlamlı bir değişikliğe neden olmadığı görülmüştür.
Eryılmaz & Bakır / 2018	Türkiye 1988-2012	TÜFE, Ücret	VECM, ADF, Philips-Perron, KPSS birim kök testi	Enflasyondan ücretlere doğru nedensellik ilişkisi bulunmuştur

Yapılan literatür incelemesiyle ücretler ile enflasyon arasındaki karşılıklı ilişkinin genelde pozitif yönlü olduğu, nominal ücretlerin önceki yıllarda

gerçekleşmiş olan enflasyon oranı hesaba katılmak suretiyle belirlendiği görülmektedir. Yerli literatürde Türkiye’de enflasyon ve ücretler arasındaki ilişkiyi incelemeye yönelik yapılan çalışmaların çoğunda arada çok kuvvetli bir ilişki olduğu, birçok çalışmada çift yönlü nedenselliğin olduğu ve ücret fiyat sarmalının mevcut olduğu bulunmuştur. Aynı zamanda yabancı literatürde yapılan çalışmaların da büyük çoğunluğu ücretler ile enflasyon arasında bir ilişkinin mevcut olduğunu belirtmektedir. Enflasyonun ücretler üzerinde hem pozitif hem de negatif olmak üzere iki yönlü etkisi olduğu kanısına varılmıştır. Böylelikle etkinin yönü ve şiddeti noktasında elde edilen bulgular farklılık arz etmektedir. Bir diğer dikkat çeken önemli sonuç nedensellik analizlerinden tespit edilen ya tek ya da çift yönlü ilişkililerdir. Bazı dönemlerde nedenselliğin yönünün ücretlerden enflasyona doğru olduğu belirtilmiştir. Beklenen enflasyon ile gerçekleşen cari enflasyon arasında büyük farklar meydana gelmiş ise bir sonraki dönem ücretler üzerinde negatif veya pozitif bir baskının işçi-işveren tarafından uygulandığı ifade edilmektedir. Burada önemli olan nominal ücretlerde meydana gelen yükselmelerin fiyatlarda artışlara, fiyatlarda meydana gelen yükselmelerin de tekrardan ücretlerde artışlara sebep olarak ücret fiyat sarmalına yol açması olarak belirtilmektedir. (Sunal ve Alp, 2015, s. 111-113.)

Araştırmanın Metodolojisi

Çalışmada asgari ücret ve enflasyon değişkenleri arasındaki ilişkinin tespitinde öncelikle değişkenler arasında sahte regresyon probleminin (Gujarati, 1999) elimine edilmesi için değişkenlerin durağan olup olmadıkları saptanacaktır. Söz konusu durağanlık analizi Perron’un yapısal kırılmalı birim kök testi yardımıyla yapılacaktır (Perron, 1989). Durağanlık analizinin ardından değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı ise ARDL Sınır Testi Yaklaşımı (Pesaran ve ark., 2001) yardımıyla tespit edilecek ve şayet uzun dönemli ilişki var ise uzun dönem katsayıları tahmin edilecektir. Son olarak fiyat-ücret sarmalının varlığının tespiti için de Toda-Yamamoto nedensellik analizinden (Toda & Yamamoto, 1994) faydalanılacaktır.

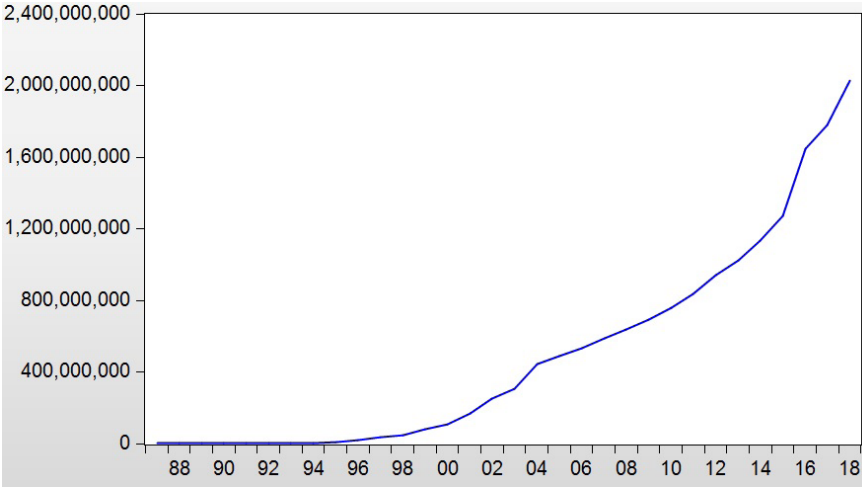
Araştırmanın Değişkenleri ve Veri Seti

Biri bağımlı diğeri bağımsız olmak üzere iki değişkenli modelde kullanılacak değişkenler asgari ücret ve enflasyon verilerinden müteşekkildir. Ekonometrik

modelin bağımlı değişkeni olan asgari ücret T.C. Aile, Çalışma ve Sosyal Hizmetler Bakanlığı Çalışma Genel Müdürlüğü / Sendika Üyeliği ve İstatistik Daire Başkanlığı tarafından hazırlanan raporlardan elde edilen verileri ifade etmektedir. Asgari ücret değişkeni vergi ve kesintiler istihdamın türüne göre standart olmadığı için brüt bazda kullanılmış olup her yılın Temmuz ayından sonraki dönemi yansıtan ikinci altı aylık dönem göstergeleridir.

Bağımsız değişken enflasyon ise Tüketici Fiyat Endeksidir (TÜFE). TÜFE verisi T.C. Maliye Bakanlığı Bütçe ve Mali Kontrol Genel Müdürlüğü’nden (BUMKO) elde edilmiştir. Söz konusu TÜFE verisi yıllık olup 12 aylık ortalama TÜFE rakamlarını ifade etmektedir. Son olarak 1987-2018 dönemini referans alan her iki değişkenin de özellikle ücret-fiyat sarmalının yorumlanması açısından esneklik katsayılarının elde edilmesi amacıyla logaritmik formda modele dahil edileceklerinden bahsetmek gerekmektedir.

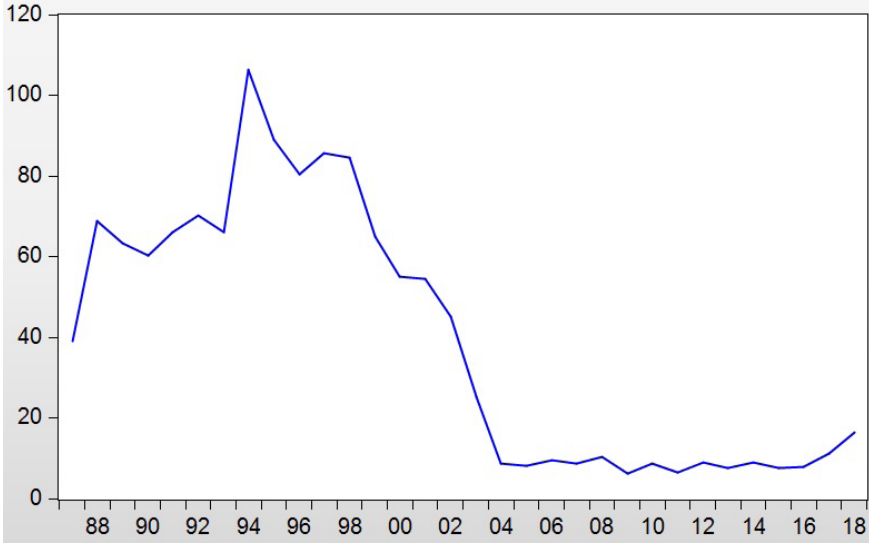
Ekonometrik analize başlamadan evvel serilerin ham halini (logaritması alınmamış) grafiksel olarak yorumlamakta hem iktisadi hem ekonometrik açıdan (özellikle durağanlık ve birim kök analizleri için) fayda vardır.



Şekil 1. Asgari ücret serisinin zaman içerisindeki seyri (%) (1987-2018)

Şekil 1’de asgari ücret serisinin 1987-2018 dönemindeki seyri yer almaktadır. İlk olarak 1987-1994 döneminde grafiğe yansıyacak kadar önemli bir artışın olmadığı görülmektedir. 1995 yılından itibaren artış trendi yakalayan asgari ücret serisi en yüksek artışı 2015 yılından 2016 yılına 1273

TL'den 1647 TL'ye artarak göstermiştir, ki bu dönemde asgari ücret artışı bir seçim vaadi olarak duyurulmuştur.



Şekil 2. TÜFE serisinin zaman içerisindeki seyri (1987-2018)

Şekil 2'de TÜFE serisinin yüzdeleri hali verilmiştir. 1987 yılında %38.9 olan TÜFE 1994 yılında %106.3 ile üç haneli rakamlara ulaşarak zirve yapmıştır ki 1994 yılının bir kriz yılı olduğunu ima etmektedir. 1995'ten itibaren hızlı bir azalış trendine giren TÜFE 2004 yılında %8.6'ya düşerek söz konusu zaman aralığında ilk defa tek haneli rakamlara inmiştir. 2017'de ise tekrar çift haneli rakamlara yükseldiği görülmektedir. 2004 döneminden itibaren ise seri durağan bir seyir izlemiştir.

Ekonometrik Model

Çalışmanın bu bölümünde değişkenler için birim kök testleri, akabinde uygun bir eş bütünleşme analizi yapılacaktır. Şayet değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi mevcut ise ekonometrik varsayımlardan sapmaların sınamaları yapıldıktan sonra hata düzeltme modeli kurulacak ve ardından uzun dönemli katsayıların tahmini yapılacaktır. Son olarak enflasyon ücret sarmalına dair değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi test edilecektir. Ekonometrik modelin analizine geçmeden evvel modelin matematiksel denklem halinin verilmesinde fayda vardır.

$$\text{LOG(Asgari Ücret)} = \beta_0 + \beta_1 \text{LOG(TÜFE)} + \beta_2 \text{Kukla Değişken} \quad (1)$$

Bu eşitlikte LOG (Asgari Ücret) bağımlı değişkeni, yıllık asgari ücret serisinin logaritmik formunu, LOG(TÜFE) Tüketici Fiyat Endeksi’nin logaritmik formunu ve Kukla Değişken ise 1994 ve 2003 yıllarının yapısal kırılma olarak baz alındığı kukla değişkeni ifade etmektedir.

Nelson ve Plosser (1982) birçok makro iktisadi zaman serisinin düzeyde durağan olmadığı iddiasıyla Amerika Birleşik Devletleri kapsamında 14 makro iktisadi değişkene Augmented Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi uygulamış ve söz konusu 14 değişkenden 13’ünün birim kök içerdiği temel hipotezinin reddedilemediği sonucuna ulaşmıştır. Lakin, Perron (1989) ise çalışmasında Nelson ve Plosser’in çalışmasını tenkit ederek, şayet serinin trend fonksiyonunun sabit ve/veya eğiminde bir kırılma gerçekleşmesi durumunda birçok makro iktisadi zaman serisinin deterministik bir trend fonksiyonu etrafında durağan olabileceğini iddia etmiştir (Uğurlu, 2009).

Perron’un çalışmasında yapısal kırılma tarihi TB olarak ele alınmış ve $(1 < TB < T)$ şartıyla üç farklı fonksiyon için birim kök testi kullanılmıştır ve temel hipotez “Seri yapısal kırılmayla birlikte birim kök içermektedir” şeklindedir. Söz konusu temel hipotez bağlamında üç farklı model geliştirilmiştir. Birinci model serinin düzey değerinde dışsal bir değişikliğe, ikinci model büyüme oranında dışsal bir değişikliğe ve üçüncü model ise her iki değişime de izin vermektedir (Uğurlu, 2009). Perron 1973’teki Petrol Krizi’nin yapısal bir kırılmaya sebep olduğunu belirterek söz konusu üç modeli şu şekilde ele almıştır (Perron, 1989, s. 1364.):

$$Y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta_1 D(TB)_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$Y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$Y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta_1 D(TB)_t + \delta_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Bu bağlamda Tablo 2’de asgari ücret modeli için Perron’un yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları verilmiştir. Test uygulanırken her iki değişken için de t-istatistikleri kritik değerlerle kıyasında kolaylık için yuvarlanmış ve seriler yıllık olduğu için gecikme uzunlu “3” olarak tercih edilmiştir. Test istatistiklerindeki “*”, “**”, ve “***” ifadeleri ise sırasıyla %99, %95 ve %90 anlamlılık düzeylerinde H_0 temel hipotezinin reddini ifade etmektedir.

Tablo 2

Perron Yapısal Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları (Düzey Değerler için)

Değişkenler		Sabitli/Trendli
Asgari Ücret		-5.92**
	%1	-6.32
Kritik Değerler	%5	-5.59
	%10	-5.29
Yapısal Kırılma Tarihi		1994
TÜFE		-4.70
	%1	-6.32
Kritik Değerler	%5	-5.59
	%10	-5.29
Yapısal Kırılma Tarihi		2003

Perron yapısal kırılmalı birim kök test sonuçlarına göre asgari ücret serisinin hem sabit hem trentte kırılmalı olmak üzere %95 anlamlılık düzeyinde yapısal kırılmayla beraber birim kök içerdiği temel hipotezi reddedilmektedir. Yapısal kırılma tarihinin ise 1994 iktisadi kriz yılını işaret ettiği söylenebilir. Bu sonuca göre asgari ücret serisinin düzey değerinde I(0) durağandır.

Testin diğer bir sonucuna göre ise TÜFE serisinin hem sabit hem trentte kırılmalı halinde yapısal kırılma ile beraber birim kök içerdiği hipotezi reddedilememektedir. Buna göre TÜFE serisi yapısal kırılmayla beraber birim kök içermektedir. Yapısal kırılma tarihi ise Perron yapısal kırılmalı birim kök testi tarafından içsel olarak 2003 olarak tayin edilmiştir. Bir önceki bölümde TÜFE serisinin grafiksel incelemesi yapılırken 2004 yılı itibariyle ilk defa tek haneli rakamlara düştüğünden bahsedilmişti. Bu sonucun söz konusu yoruma işaret ettiği söylenebilir.

Sonuç olarak Perron yapısal kırılmalı birim kök test sonuçlarına göre asgari ücret serisi düzey değerinde durağan iken; TÜFE serisinin yapısal kırılma ile beraber birim kök içermektedir. Düzey değerlerinde durağan olmayan seriler farkları alındıktan sonra durağan hale gelebilmektedir. Bu amaçla TÜFE serisinin birinci farkı için Perron yapısal kırılmalı birim kök testi tekrar uygulanmıştır. Ayrıca bu noktadan sonra Perron Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testinin içsel olarak tayin ettiği yapısal kırılma tarihleri olan 1994 ve 2003 yıllarının da kukla değişken olarak modele eklenmesinde karar kılınmıştır.

Tablo 3

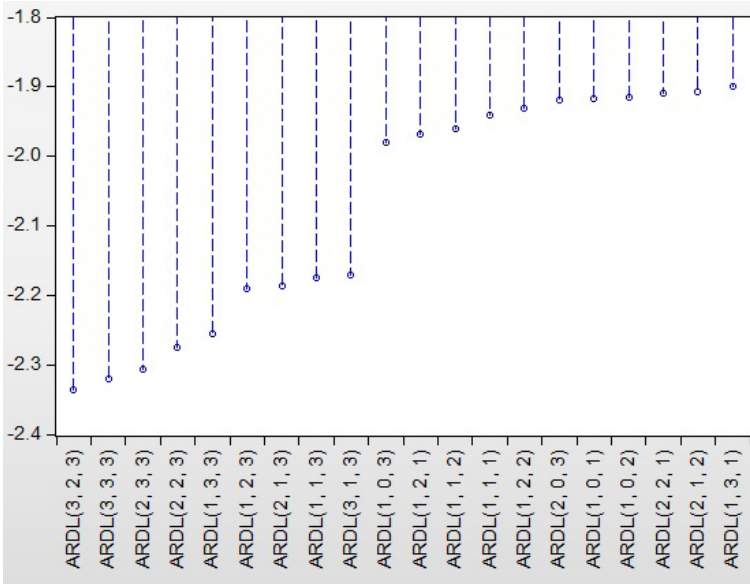
Perron Yapısal Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları (1. Dereceden Fark Değerleri için)

Değişkenler		Sabitli/Trendli
TÜFE (Fark)		-8.87*
	%1	-6.32
Kritik Değerler	%5	-5.59
	%10	-5.29
Yapısal Kırılma Tarihi		2004

Testin sonuçlarına göre TÜFE değişkeninin sabit ve trendte kırılmalı formunda birinci farkta durağan hale geldiği ve değişkenin yapısal kırılmalı birim kök içerdiği H_0 hipotezinin reddedildiği görülmektedir.

Ekonometrik modellemelerde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin tespit edilmesinde eş bütünleşme analizlerinden istifade edilir. Çeşitli eş bütünleşme analiz teknikleri içerisinde ARDL (Autoregressive Distributed Lag Bound Test) yaklaşımı değişkenlerin hem I(0) ve I(1) düzeylerinde farklı düzeylerde durağan serilere birlikte uygulanabilmesi hem de hata düzeltme modelini ihtiva etmesi açısından (Akel ve Gazel, 2014, s. 23-41.) çalışmada kullanılmasında karar kılınmıştır. Bu bağlamda öncelikle modelde gecikme uzunluğu belirlenecek, ardından ekonometrik varsayımlardan sapmalar sınanacak ve ARDL sınır testi ile eş bütünleşme analizi yapılacaktır.

Tablo 4

Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi (Akaike Bilgi Kriteri)

Gecikme uzunluğunun tespiti için Akaike kritik değerler esas alınmış ve en küçük değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak tayin edilmiştir. Buna göre modelin ARDL (3,2,3) bağlamında varsayımdan sapmaları sınanarak eş bütünleşme analizi yapılacaktır.

O halde model için ekonometrik varsayımlardan saplamaların sınamaları, eş bütünleşme analizi, hata düzeltme modeli, uzun dönem katsayıların tahmini ve değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin analizi yapılabilir.

Tablo 5

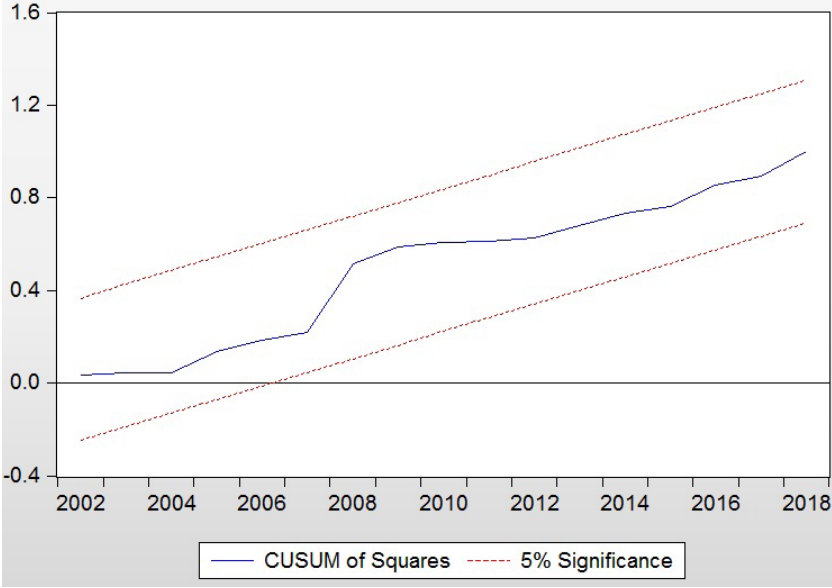
Varsayımlardan Sapmaların Testleri

Jarque-Bera-Normallik Testi	0.610 (0.737)
Breusch-Godfrey-Otokorelasyon LM Testi	1.050 (0.3205)
White-Sabit Varyans Testi	1.585 (0.1904)
Ramsey Reset -Spesifikasyon Testi	3.937 (0.0647)

Tablo 5'te varsayımlardan sapmaların testi yapılmıştır. Sağ sütunda test istatistikleri yer alırken, parantez içerisinde ise olasılık değerleri bulunmaktadır. Buna göre Jarque-Bera testi sonuçlarına göre hata terimleri normal dağılmaktadır.

Breusch-Godfrey LM Testi sonuçlarına göre otokorelasyon problemi yoktur. Ayrıca Durbin-Watson kritik değerleri Savin-White tablosuna göre, 32 gözlem sayısı ve 1 regresyon değişkeni için %5 anlamlılık derecesinde $dU=1.373$ ve $dL=1.502$ olarak tespit edilmiştir; ki modelde Durbin-Watson değeri 2.172 olarak hesaplanmıştır. Yani Durbin-Watson değeri Breusch-Godfrey LM Testi sonuçlarını desteklemektedir.

White Testi sonuçlarına göre hata terimleri sabit varyansa sahip ve Ramsey Reset Testi sonuçlarına göre ise modelde spesifikasyon hatası olmadığı görülmektedir.

Grafik 1. Cusum² testi

Son olarak Grafik 1’de Cusum² test istatistiğinden elde edilen eğri kritik sınırlar içerisinde olduğundan modelde yapısal kırılma probleminin mevcut olmadığı görülmektedir.

Modelde ekonometrik varsayımlardan sapmaların testlerinden elde edilen sonuçlara göre model söz konusu varsayımlara sahiptir ve güvenilir tahminler verebilecektir. O halde modelin eş bütünlük olup olmadığı, yani değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin var olup olmadığı test edilebilir.

Literatürde eş bütünlük, durağan olmayan serilerin doğrusal bileşimlerinin durağan olması ve zaman içerisinde birbirlerine yakın hareket etmeleri olarak tanımlanmaktadır. (Çil, 2014, s. 468.) Söz konusu durumda aralarındaki farkın istikrarlı olduğu seriler arasındaki uzun dönem denge ilişkisinin varlığı eş bütünlük analizi ile test edilmektedir. (Harris and Sollis, 2003, s. 22.)

Literatürde kullanılan farklı eş bütünlük testleri vardır. Fakat söz konusu çalışmada Pesaran, Shin ve Smith (Pesaran vd., 2001) tarafından literatüre kazandırılan Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeli Model (ARDL) sınır testi yaklaşımı tercih edilmiştir. ARDL sınır testi yaklaşımının bir avantajı serilerin hangi düzeyde durağan olduklarının dikkate alınmadan aralarında bir eş bütünlük ilişkisinin varlığının test edilebilmesidir. (Çil, 2014, s. 519.) Testin bir diğer avantajı ise hem eş bütünlük ilişkisinin varlığı hem

de kısa ve uzun dönem parametrelerinin eşanlı olarak tahmin edilebilmesidir. (Narayan and Narayan, 2004, s. 95-112.)

Eş bütünleşme ilişkisinin testi ve kısa ve uzun dönem parametrelerinin tahmini için kullanılacak ARDL denklemi şöyledir:

$$\Delta Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^m \phi_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \phi_{2i} \Delta X_{1t-i} + \dots + \sum_{i=0}^m \phi_{ki} \Delta X_{kt-i} + \varepsilon_1 Y_{t-1} + \varepsilon_2 X_{1t-1} + \dots + \varepsilon_k X_{kt-1} + u_t$$

Eş bütünleşme ilişkisinin varlığı modele sınır testi uygulanarak tespit edilir. Sınır testinde F istatistiği alt ve üst kritik sınır değerleri ile karşılaştırılır. Şayet F istatistiği kritik üst sınır değerinden büyük ise “seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi yoktur” H_0 temel hipotezi reddedilir, kritik alt sınır değerinden küçük ise H_0 hipotezi reddedilemez. Eğer F istatistiği bu iki değer arasında yer alıyorsa eş bütünleşme ilişkisiyle ilgili net bir hüküm verilemez. (Nkoro and Uko, 2016, s. 63-91.)

Tablo 6

ARDL Sınır Testi Sonuçları

Test İstatistiği	Değer	K
F İstatistiği	12.137	2
Kritik Sınır Değerleri		
Anlamlılık	I0	I1
%10	3.38	4.02
%5	3.88	4.61
%2.5	4.37	5.16
%1	4.99	5.85

Tablo 6’da yer alan ARDL sınır testi sonuçlarına göre F istatistiğinin kritik üst sınır değerlerinden büyük olduğu ve temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Buna göre değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi mevcuttur.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki tespit edildikten sonra, uzun dönemde modeldeki sapmalar karşısında modelin tepkisi hata düzeltme mekanizması ile test edilmektedir. Şayet hata düzeltme katsayısı istatistiki olarak anlamlı, 0 ile 1 arasında ve negatif işaretli ise modelde uzun dönemde meydana gelen sapmalar tekrar dengeye geliyor demektir. (Özsağır ve Çütçü, 2015, s. 127.)

Tablo 7
Hata Düzeltme Modeli

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
D(Asgari Ücret(-1))	-0.330	0.149	-2.210	0.0411
D(Asgari Ücret(-2))	-0.249	0.137	-1.822	0.0861
D(TUFE)	0.017	0.042	0.419	0.6803
D(TUFE(-1))	-0.125	0.047	-2.635	0.0174
D(Kukla)	-0.072	0.038	-1.911	0.0731
D(Kukla(-1))	-0.355	0.071	-4.940	0.0001
D(Kukla(-2))	-0.234	0.055	-4.281	0.0005
Sabit Katsayı	1.127	0.150	7.532	0.0000
Hata Düzeltme Katsayısı	-0.107	0.014	-7.557	0.0000

Tablo 7'ye göre çalışmadaki modelde yer alan hata düzeltme katsayısının 0 ile 1 arasında, negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlı olduğu; yani hata düzeltme modelinin çalıştığı söylenebilir. Buna göre uzun dönemde meydana gelen dengeden sapmaların 1 dönemde yaklaşık %0.10'unun dengeye geldiği, yani tüm sapmaların yaklaşık 10 yılda dengelendiği söylenebilir.

Ayrıca hata düzeltme modelinin sonuçlarına göre kısa dönemde enflasyonun ve kukla değişkenin asgari ücret üzerindeki etkisi istatistiki olarak %95 güven seviyesinde anlamsızdır. Yine kısa dönemde sabit katsayı ise pozitif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Buna göre diğer bağımsız değişkenlerin 0 olduğu durumda (TÜFE ve kukla) kısa dönemde asgari ücretlerde yaklaşık %1.13'lük bir artış gözlenmektedir. Aşağıdaki Tablo 8'de ise ARDL uzun dönem katsayıları yer almaktadır.

Tablo 8
ARDL (1,2) Modeli Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
TÜFE	2.592	0.494	5.249	0.0001*
Kukla Değişken	3.653	1.241	2.943	0.0091*
Trend	0.252	0.035	7.246	0.0000*

Tablo 8'e göre enflasyonun uzun dönemde asgari ücret üzerindeki etkisi %95 güven seviyesinde istatistiki olarak anlamlıdır. Yani (Ceteris Paribus) enflasyonda meydana gelen %1'lik bir artış, asgari ücreti yaklaşık olarak %2.59 oranında artırmaktadır. Asgari ücretteki artışın enflasyon oranındaki artıştan yüksek olması, yani esneklik katsayısının 1'den büyük olması asgari ücretin reel olarak artışını göstermektedir.

1994 ve 2003 yıllarını temsil eden kukla değişkenin katsayısı ise yine %95 güven seviyesinde pozitif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Buna göre söz konusu yapısal kırılma yıllarında asgari ücrette 3.65 birim bir artış görülmektedir. Katsayının pozitif olması iktisadi kriz dönemlerinde asgari ücretli kesimi korumaya yönelik politikaları ifade etmektedir.

Son olarak enflasyondan bağımsız olarak asgari ücretler her dönem yaklaşık olarak %0.25 artış eğilimindedir.

Literatürde, Granger (1969), Hsiao (1979) ve Toda-Yamamoto (1995) gibi çeşitli nedensellik testleri bulunmaktadır. Nedensellik analizlerinin temelini teşkil eden Granger nedensellik testi, rastsal bir X değişkeninin geçmişi, rastsal bir Y değişkeninin geleceğine ilişkin kullanılmadığı duruma nispeten daha iyi bir tahmin imkanı sağlıyorsa X, Y'nin Granger nedenidir şeklinde tanımlanmaktadır. (Atukeren, 2011, s. 137-138.)

Modelde kullanılacak olan Toda-Yamamoto nedensellik testi alternatif testlere göre serilerin durağanlık düzeylerinin (Mercan ve Yurttançıkmaç, 2013, s. 66.) ve aralarında eş bütünleşme ilişkisinin olup olmamasının testin geçerliliğini etkilememesi noktasında sair testlere göre avantajlıdır (Çalışkan, Karabacak ve Meçik, 2017, s. 50.) Test uygulanırken ilk aşamada VAR modeli vasıtasıyla gecikme uzunluğu (p) tespit edilir. Akabinde ikinci aşamada ise gecikme uzunluğuna serilerin en yüksek bütünleşme derecesi (dmax) eklenerek p+dmax gecikmeli bir VAR modeli tahmin edilir. (Engeloğlu, Meral ve Genç, 2015, s. 145.) Söz konusu VAR modeli şöyle yazılabilir (Doğan, 2017, s. 24.):

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p+dmax} \alpha_{2i} + u_t \quad (6)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p+dmax} \beta_{1i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} Y_{t-i} + v_t \quad (7)$$

Bu denklemlere göre Toda-Yamamoto nedensellik testinde “Y’den X’e doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur” temel hipotezi “Y’den X’e doğru bir nedensellik ilişkisi vardır” alternatif hipotezine karşı test edilir. (Doğan, 2017, s. 24.)

Tablo 9

Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi

	Ki Kare	Olasılık Değeri
TÜFE>>Asgari Ücret	25.717	0.0000
Kukla>>Asgari Ücret	3.045	0.0810
Asgari Ücret>>TÜFE	5.909	0.0151
Kukla>>TÜFE	7.466	0.0063
Asgari Ücret>>Kukla	0.490	0.4837
TÜFE>>Kukla	1.588	0.2076

Toda-Yamamoto Nedensellik analizinin sonuçlarına göre enflasyondan asgari ücrete doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuç aynı zamanda bağımsız değişken olarak enflasyonun ARDL sınır testi yaklaşımında tespit edilen uzun dönemde asgari ücret üzerindeki etkisinin kısa dönemde de var olduğunu ifade etmektedir. Kukla değişkenden asgari ücrete doğru nedensellik ilişkisi ise ancak %10 güven seviyesinde anlamlıdır.

Asgari ücretten ve kukla değişkenden enflasyona doğru olan nedensellik ilişkisi her iki değişken için de %95 güven seviyesinde anlamlıdır. Kukla değişkenden enflasyona doğru nedensellik ilişkisinin mevcut olması, iktisadi kriz yıllarının enflasyon üzerindeki etkisini ima etmektedir. Asgari ücret ve enflasyon değişkenlerinin ise kukla değişkene doğru olan nedensellik ilişkisi ise her iki değişken için de istatistiki olarak anlamsızdır.

Hasılı değişkenler arasında olasılık değerlerine göre hem TÜFE’den asgari ücrete hem de asgari ücretten TÜFE’ye doğru çift yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Bu ise ücret-fiyat sarmalının varlığını göstermektedir. Literatüre bakıldığı zaman genel olarak enflasyon ile ücret ilişkisinde ve özellikle Türkiye için yapılmış çalışmaların çoğunda olduğu gibi bu çalışmada da pozitif yönlü ilişki olduğunu, nedenselliğin çift yönlü olduğunu göstermektedir. Bu anlamda Türkiye için Korkmaz (2017)’in yapmış olduğu çalışmada, kısa ve uzun dönemde ücret ve enflasyon arasında anlamlı bir ilişki olmadığına dair bulunduğu sonuçlara ulaşılmadığı görülmektedir.

Yapılan nedensellik analizi sonucunda çift yönlü ilişkinin ortaya çıkması ve ortalama artışların birbirlerine yakın olması asgari ücretlerin enflasyon kriteri göz önünde bulundurularak tespit edildiği neticesini ortaya çıkarmaktadır. (Girginer & Yenilmez, 2005, s. 114.) Asgari ücretlerdeki artış oranı belirlenirken geçmiş yıllardaki enflasyon oranlarının dikkate alınması, yani iktisadi aktörlerin 1956 yılında Amerikalı iktisatçı Phillip D. Cagan tarafından geliştirilen Adaptif Beklentiler Teorisi (Cagan, 1956) çerçevesinde kararlar

alması neticesinde reel ücretlerde artışlar gözlenmiştir. Kriz dönemlerini müteakiben düşme trendinde olan reel asgari ücretlerin telafi edilmesi yönünde artırılmış olduğu görülmektedir. Özellikle 2004 yılı sonrasında enflasyon oranlarının tek hanelere inmiş olması enflasyon beklentisinin öngörülebilir olmasını sağlamış, bu da 2004 sonrası parasal asgari ücretlerin ortalama olarak %8-9 bandında artış trendinde olmasına yol açmıştır.

Sonuç

Türkiye'nin 1987-2018 dönemi referans aralığında yıllık asgari ücret ve enflasyon veri setiyle yapılan çalışmada değişkenler arasında ARDL sınır testi yaklaşımı vasıtasıyla uzun dönemli ve Toda-Yamamoto Nedensellik analizi vasıtasıyla da çift yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

Yapılan çalışmada elde edilen bulgular etkileri ve sonuçları bakımından önem arz etmektedir. Özellikle bu sonuçların bu denli ehemmiyetli olmasında Türkiye'de istihdamda bulunan ücretli çalışan sayısının 10 milyon (Türkiye'de istihdam edilenlerin yaklaşık %35'i) olması, genel ücret düzeylerinin belirlenmesi hususunda bir gösterge olması yatmaktadır. Çalışmanın sonuçları göstermektedir ki asgari ücrette yapılan artışların kalifiye olmayan işçi istihdam eden işletmelerdeki maliyetlere etkisi fazladır ve çıktılara bu maliyetler yansıtılmaktadır. Bu husus enflasyon ile ücretler arasındaki nedensellik ilişkisinin anlaşılmasına yardımcı olmaktadır. Ayrıca sonuçlar asgari ücretin üretim maliyeti kalemi olarak etkisinin görülmesini sağlamaktadır. Netice de asgari ücretin işveren maliyetlerini belirlemede etkili olduğu görülmektedir.

Asgari ücretteki ortalama artışların enflasyonda meydana gelen artışlardan daha fazla olması sanıldığı gibi aksine asgari ücretlilerin enflasyon karşısında ezilmediklerini, reel olarak ücretlerinin arttığını göstermektedir. Neticede alım gücü artan asgari ücretlilerin tasarruftan daha çok tüketime yöneldikleri, ekonominin işlemesine artı bir katkı sağlamış oldukları söylenebilir.

Ücret fiyat sarmalının görülüyor olması, reel ücretlerin süreç içinde iyileşmesi ile ters orantılı bir husustur. Türkiye'de üretim yapan işletmelerin katma değeri yüksek ürünler üreterek bu ilişkinin kırılabileceği düşünülmektedir. Ücretlerin artırılması fiyat artışına yol açıyorsa, bu durum çalışanların daha iyi bir yaşam seviyesine ulaşma çabalarına ters düşmektedir. Bu karşıtlığın ortadan kaldırılabilmesi için, ekonominin genel konjonktürüne

ve ödeme gücüne uygun ücret politikalarının uygulanması gerekir. Sosyal adaletin sağlanabilmesi için ülkedeki gelirlerin ve kaynakların daha adil dağıtılması, aşırı dengesizliklerin törpülenmesi gerekmektedir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması bildirmemiştir.

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

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: The authors have no conflict of interest to declare.

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

Kaynakça/References

- Akel, V. ve Gazel, S. (2014). Döviz kurları ve BİST sanayi endeksi arasındaki eşbütünleşme ilişkisi: Bir ARDL sınır testi yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi*, 2, 23-41.
- Abdioğlu, Z. (2013). Ücret-fiyat spirali: Türk imalat sanayi örneği. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 11(19), 45-58.
- Abdioğlu, Z. (2014). Ücret-fiyat spirali dinamiklerinin asimetrik etkisi: Türkiye örneği. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B. Dergisi*, 36(1), 245-268.
- Aydoğan, E. (2004). 1980'den günümüze Türkiye'de enflasyon serüveni. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(1), 91-110.
- Atukeren, E. (2011). Granger-nedensellik sınamalarına yeni yaklaşımlar. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 25, 137-153.
- Bårdsen, G., Hurn, S., & McHugh, Z. (2007). Modelling wages and prices in Australia. *Economic Record*, 83(261), 143-158. doi: 10.1111/j.1475-4932.2007.00390.x
- Başkaya, Y. S. ve Özmen, M. U. (2013). *Ekonomi notları: Türkiye'de asgari ücret-üfe enflasyonu ilişkisi üzerine ampirik bir analiz*. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Ekonomi Notları, 23.
- Blanchard, O. J. (1986). The wage price spiral. *The Quarterly Journal of Economics*, 101(3), 543-565.
- Cagan, P. (1956). The monetary dynamics of hyperinflation. *Studies in the Quantity Theory of Money*. M. Friedman(Eds.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago, University of Chicago Press.
- Çalışkan, Ş., Karabacak, M. ve Meçik, O. (2017). Türkiye ekonomisinde eğitim harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi: Bootstrap Toda-Yamamoto nedensellik testi yaklaşımı. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 33(1), 45-56.
- Çil, Nilgün. (2014). *Finansal ekonometri*. İstanbul: Der Yayınları.
- Doğan, B. (2017). Ekonomik küreselleşme ve büyüme ilişkisi: Türkiye örneği Toda-Yamamoto nedensellik analizi. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 54(628), 19-27.
- Engeloğlu, Ö., Meral, İ. G. ve Genç, K. (2015) Türkiye için yapılan nedensellik uygulamaları üzerine literatür araştırması. *Social Sciences Research Journal*, 4(2), 142-154.
- Eryılmaz, F., & Bakır, H. (2018). Real wages, inflation and labor productivity: An evaluation within Turkish context. *Hitit University Journal of Social Sciences Institute*, 11(3), 1946-1959.
- Girginer, N. ve Yenilmez, F. (2005). Türkiye'de enflasyonun ekonometrik olarak incelenmesi. *Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(1), 101-115.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of The Econometric Society*, 37(3), 424-438.

- Groshen, E. L., & Schweitzer M. E. (1996). *The effects of inflation on wage adjustments in firm-level data: grease or sand?*. New York, Federal Reserve Bank of Cleveland, Working Paper no. 94.
- Gunay, A., Kıvılcım, M. O., & Yeldan, E. (2005). Real wages, profit margins and inflation in Turkish manufacturing under post-liberalization. *Applied Economics*, 37(16), 1899-1905. doi: 10.1080/00036840500217903
- Gujarati, D. N. (1999). *Temel Ekonometri* (Ü. Şenesen ve G.G. Şenesen Çev.). İstanbul: Literatür Yayınları.
- Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied time series, modelling and forecasting*. USA: John Wiley & Sons.
- Hondroyannis G., & Papapetrou, E. (1997). Seasonality-cointegration and the inflation, productivity and wage growth relationship in Greece. *The Social Science Journal*, 34(2), 235–247. doi: 10.1016/S0362-3319(97)90053-7
- Hoxha, A. (2010). Causality between prices and wages: VECM analysis for EU-12. *Theoretical & Applied Economics*, 17(5). 27-48.
- Hsiao, C. (1979). Autoregressive modeling of Canadian money and income data. *Journal of the American Statistical Association*, 74(367), 553–560.
- Hu, L., & Comeau, M. T. (2010). Do labor market activities help predict inflation. *Economic Perspectives*, 34(2), 52–63.
- Jonsson, M. & Palmqvist, S. (2006). *Do higher wages cause inflation?* Riksbank Research Paper No. 4. doi: 10.2139/ssrn.906568
- Kandil, M. E. (2003). The wage-price spiral: industrial country evidence and implications (No. 3-164). *International Monetary Fund*.
- Karaçor, Z., Özmen, İ. ve Yorgancılar, F. N. (2011). Asgari ücret, işsizlik oranı ve enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği (1987–2010). *İktisadi Yaklaşım Kongresi*, 1-19.
- Knotek, E. S., & Zaman, S. (2014). *On the relationships between wages, prices, and economic activity*. Cleveland, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Korkmaz, Ö. (2017). Enflasyon oranını etkileyen faktörlerin belirlenmesi: Türkiye üzerine bir uygulama. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 32(2), 109-142.
- Korkmaz, A. ve Çoban, O. (2006). Emek piyasasında asgari ücret, işsizlik ve enflasyon arasındaki ilişkilerin ekonometrik bir analizi: Türkiye örneği (1969-2006). *Maliye Dergisi*, 151, 16–22.
- Lucas-Jr, R. E., & Rapping, L. A. (1969). Real wages, employment, and inflation. *Journal of political economy*, 77(5), 721–754.
- Mercan, M., ve Yurttañıkımaz, Z. Ç. (2013). Doğrudan yabancı yatırımlar-cari işlemler açığı ilişkisi: Türkiye için ampirik bir analiz. *Bankacılar Dergisi*, 24(87), 57–78.

- Metin, K. ve Üçdoğruk, Ş. (1998). Türk imalat sanayii'nde uzun dönem ücret-fiyat-istihdam ilişkilerinin ekonometrik olarak incelenmesi, *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 8(1), 279–287.
- Narayan, S., & Narayan, P. K. (2004). Determinants of demand of Fiji's exports: An empirical investigation. *The Developing Economics*, 42(1), 95–112.
- Nelson, C. R., & Plosser, C. I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139–162.
- Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive distributed lag (ARDL) cointegration technique: Application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 63–91.
- Özsağır, A. ve Çütçü İ. (2015). İnovasyon – dış ticaret arasındaki nedensellik ilişkisi: Vektör hata düzeltme modeli ile Türkiye analizi (1980-2013). *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 10(2), 119–132.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361–1401. doi: 10.2307/1913712
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. doi: 10.1002/jae.616
- Ranciere, R. G. (2000). Wage-price spiral: a structural var approach. <https://files.nyu.edu/rgr208/public/wagesps.pdf>, 1-9.
- Rissman, E. R. (1995). Sectoral wage growth and inflation. *Economic Perspective*, 19(4), 15–28.
- Sunal, O. ve Alp, Ö. S. (2015). Türkiye'de reel asgari ücretler ve reel GSYİH değişimleri arasındaki nedensellik ilişkisi: enflasyon oranına endekslenmiş bir nominal asgari ücret politikası. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*. 70(1), 111–113.
- Şahinoğlu, T., Özden, K., Başar, S. ve Aksu, H. (2010). Türkiye'de enflasyonun oluşumu: ARDL yaklaşımı. *Sosyoekonomi*, 11(1), 27-46.
- Tang, C. F. (2014). The effect of real wages and inflation on labour productivity in Malaysia. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 28(1), 311–322. doi:10.1080/002692171.2013872084
- Toda H. Y., & Yamamoto T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes, *Journal of Econometrics*, 66, 225–250.
- Uğurlu, Erginbay. (2009). Real exchange rate and economic growth: Turkey. *Manas Social Sciences Journal*, 22, 191–212.
- Yıldırım, Z. (2015). Relationships among labour productivity, real wages and inflation in Turkey. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 28(1), 85–103.