

## **Türkiye’de Ücret-Fiyat Sarmalı ve Enflasyon Üzerindeki Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı**

*Araştırma Makalesi /Research Article*

Ezgi BADAY YILDIZ<sup>1</sup>

**ÖZ:** Bu makale, 2009Q1-2021Q3 döneminde Türkiye’de ücret-fiyat sarmalının geçerliliğini ve enflasyon üzerindeki etkisini araştırmaktadır. Bu amaçla üç model tahmin edilmiştir. Birincisi temel ücret-fiyat sarmalı modeli; ikincisi sanayi sektöründe verimlilikten ayrıştırılmış ücret-fiyat modeli; üçüncüsü fiyat enflasyonunun altında yatan makro belirleyicileri dikkate alan genişletilmiş modeldir. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı kullanılarak tahmin edilen modellerin sonuçlarına göre, ücret-fiyat sarmalı ancak enflasyonun diğer belirleyicileri göz ardı edildiğinde geçerlidir. Genişletilmiş model tahmin sonuçlarına göre, hem uzun hem kısa dönemde, ücretler üzerinde reel gayri safi yurtiçi hasılanın ve fiyatlar üzerinde döviz kurunun pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Fiyat-Ücret Sarmalı, Enflasyon, ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

**JEL kodu:** E31, J31, C22

## **The Wage-Price Spiral in Turkey and Its Effect on Inflation: ARDL Bounds Test Approach**

**ABSTRACT:** This article explores the validity of the wage-price spiral and its effect on inflation in Turkey in the period 2009Q1-2021Q3. For this purpose, three models have been estimated. The first is the basic wage-price spiral model; the second is the wage-price model decoupled from productivity in the industrial sector; the third is the extended model that takes into account the macro determinants underlying price inflation. According to the results of the models estimated using the ARDL Bounds Test Approach, the wage-price spiral is valid only when other determinants of inflation are ignored. According to the estimation results of the extended model, it is concluded that real gross domestic product on wages and exchange rate on prices are positive and statistically significant in both the long and short run.

**Keywords:** Price-Wage Spiral, Inflation, ARDL Bounds Test Approach

**JEL Codes:** E31, J31, C22

Geliş Tarihi / Received: 11/08/2022

Kabul Tarihi / Accepted: 08/10/2022

<sup>1</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, eyildiz@ktu.edu.tr, orcid.or/0000-0002-5975-3803.

## 1. Giriş

Son dönemlerde ekonomik şoklara karşı fiyat ve ücret enflasyonu tepkilerinin kalıcı olması ücret-fiyat sarmalı konusunu yeniden gündeme taşımıştır. Bu bağlamda ücret-fiyat sarmalı özellikle yüksek enflasyon veya yükselen enflasyon dönemlerinde çokça tartışılan konuların başında gelmektedir. Ücret artışları ile fiyat artışları arasındaki döngüsel ilişkiyi ifade eden ücret-fiyat sarmalı basit bir açıklama sağlaması sebebiyle gözde bir iktisat kavramıdır. Ancak iktisatçılar arasında konu üzerinde tam bir görüş birliği mevcut değildir. Ücret-fiyat sarmalının geçerliliğini kabul eden görüşler olduğu gibi, kısmen kabul edenler veya tamamen reddeden görüşler de mevcuttur.

Kavramın ilk ortaya atıldığı formu ile nominal fiyatların toplam talepteki değişime göre ayarlanması süreci ücret-fiyat sarmalı olarak tanımlanmaktadır. Talepteki bir artıştan sonra, işçiler ve firmalar tarafından reel ücretleri ve marjları koruma veya artırma girişimleri, nominal fiyatlarda ve ücretlerde, çıktı denge değerine dönene kadar süren genel bir artışa yol açmaktadır (Blanchard, 1985:19).

İkinci Dünya Savaşı sırasında, İngiltere ve ABD'deki önde gelen ekonomistler, enflasyonla mücadele amacıyla, ücret-fiyat spirallerinin risklerini azaltmak için başarılı fiyat kontrol planları formüle etmişlerdir. Ancak yüksek enflasyonla mücadele edilen 1970'ler için aynı şeyi söylemek mümkün değildir. Söz konusu yıllarda ücret kontrolleri yoluyla fiyat istikrarını sağlamayı amaçlayan gelirler politikalarının başarısızlığına bağlı olarak bu teori de göz ardı edilmiştir (Paesani ve Roselli, 2017:215).

Bununla birlikte Parasalcı ekolden Milton Friedman'ın Chicago Üniversitesi'nde yaptığı 1966-Şubat konuşmasında bu tür kontrollere karşı çıkışı dikkat çekmektedir. Friedman (2005)'a göre kontroller genellikle mal kıtlığına neden olur ve bunlar kaldırıldığında, yapay olarak bastırılmış enflasyonist baskılar patlama eğilimindedir. Enflasyonun asıl nedeninin para arzındaki genişleme olduğunu savunan Friedman (2005), ücret-fiyat sarmalı ya da diğer süslü terimler kullanılarak yapılan açıklamaların "sözde" olduğunu ileri sürmektedir. Ücret-fiyat sarmalı konusundaki görüşlerini şöyle ifade etmektedir (Friedman, 2005:3):

*"...Bu, sözde ücret-fiyat sarmalı, maliyet-itişli sarmal ya da her insanın maliyetler yükseldiği için fiyatların yükselmek zorunda olduğunu düşünmesi şeklindeki daha basit biçimi alabilir. İnsanların bu şekilde düşünmesi son derece doğaldır. Çünkü her bireye ayrı ayrı (olay) bu şekilde görünür. Ama gerçek şu ki, bu (ücret-fiyat sarmalı) neredeyse hiçbir zaman enflasyonun kaynağı olmadı. Enflasyonun dışsal tezahürüdür, ancak kaynağı değildir."*

Benzer şekilde 1970'li yıllardan sonra ücret-fiyat sarmalının gözden düştüğünü ifade eden Blanchard (1985:1), bu durumu rasyonel beklentilerin kabulüne bağlamaktadır. Rasyonel beklentilerin kabulünün ücret-fiyat sarmalına etkisini şöyle ifade etmektedir:

*“Rasyonel beklentilerle, işçiler ve firmalar, tüm reel ücretlerde ve tüm marjlarda eşzamanlı bir artış olamayacağını anlamak zorundadırlar. Toplam talepteki artışın etkisi, reel para bakiyelerini azaltmak ve çıktıyı değiştirmeden bırakmak için nominal ücretleri ve fiyatları aynı anda ve anında artırmaktaydı. Aynı mantık arz şokları için de geçerliydi. İşçiler ve firmalar ya reel ücretlerin ya da kar marjlarının ya da her ikisinin de düşmesi gerektiğini anlamalıydı; ayarlamalar anında gerçekleşmeliydi. Ücret-fiyat sarmal dinamikleri eskide kalmıştı.”*

Bir başka ifade ile Blanchard (1985) tüm fiyat ve ücret kararlarının *aynı anda alınmadığı* herhangi bir ekonomide ücret-fiyat sarmalı dinamiklerinin mevcut olacağını ileri sürerek, teoriye katkıda bulunmuştur. Böylece ücret-fiyat sarmalının “geri dönüşünü” sağlamıştır.

Ücret-fiyat sarmalı konusundaki Keynesyen kabul ve görüşler literatürde *Ücret-Fiyat Phillips Eğrisi Modelleri* ile yer almaktadır (Chiarella and Flaschel, 2000; Flaschel and Krolzig, 2002; Ernst vd., 2006; Flaschel vd., 2007). Chen ve Flaschel (2005:115), Ücret-Fiyat Phillips Eğrisi Modelleri’nin talep baskısının tek bir ölçüsü olarak sadece fiyatları dikkate alan standart indirgenmiş form Phillips Eğrisi modellerine göre daha iyi sonuçlar ürettiğine dair kanıtlar sunmaktadırlar.

Günümüzde, politikacıların enflasyonun nedenini ücret-fiyat sarmalı ile açıklama çabası oldukça yaygındır. Bu açıklamalar, iktisadi düşünceden bağımsız olarak, karar birimleri tarafından çok da kabul görmemektedir. Fiyat istikrarındaki olumsuz gidişatın sorumluluğunu şirketlere ve sendikalara yükleme çabası, *ücret-fiyat sarmalının açgözlülüğe dayalı kısır bir geri bildirim döngüsü olarak ifade edilmesinde kendini göstermektedir.*<sup>2</sup> *Çünkü açgözlü işletmeler kârlarını artırmak için fiyatları yükseltir ve açgözlü sendikalar daha yüksek ücret talep eder. Bu da işletmelerin fiyatları yeniden yükseltmesine neden olur ve ...*

Bu açıklamalar bağlamında şu soruların cevaplanma ihtiyacı doğmaktadır: *Ekonomide bir ücret-fiyat döngüsü var mıdır? Varsa, ücret-fiyat döngüsü enflasyonun nedeni olarak görülebilir mi? Yoksa enflasyon, açgözlü şirketlerin veya açgözlü sendikaların basit bir hikâyesi midir?*

Bu çalışma ilgili sorulara 2009Q1-2021Q3 dönemi Türkiye ekonomisi özelinde cevap bulmayı amaçlamaktadır. Bu bağlamda farklı, üç model tahmin edilmiştir. Birincisi temel ücret-fiyat sarmalı modeli; ikincisi sanayi sektöründe verimlilikten ayrıştırılmış ücret-fiyat modeli; üçüncüsü fiyat enflasyonunun altında yatan makro belirleyicileri dikkate alan genişletilmiş modeldir.

Çalışmanın giriş bölümünde ücret-fiyat sarmalına dair iktisadi ve politik görüşlere yer verilmiştir. İkinci bölümde konuya ilişkin kavramsal çerçeve sunulmuştur. Üçüncü bölüm ilgili literatür özetine ayrılmıştır. Dördüncü bölüm ARDL Sınır

<sup>2</sup> ABD Başkanı Joe Biden’nın “açgözlü işletmeler” açıklaması (The New York Times; 8 Şubat 2022) ve İngiltere Başbakanı Boris Johnson’nın “işçiler yüksek ücret talep ederse ücret-fiyat spirali oluşur uyarısı” (The Guardian; 9 Haziran 2022).

Testi yaklaşımı ile model tahminlerini içermektedir. Sonuçların değerlendirilmesi ve tartışılması son bölüm olan, beşinci bölümünde yer almaktadır.

## **2. Kavramsal Çerçeve**

Ücret-fiyat sarmalı kavramı en yalın haliyle ücret artışları ile fiyat artışları arasındaki döngüsel ilişkiyi ifade eder. Söz konusu döngüsel ilişkinin anlaşılabilmesi için teorik arka planın incelenmesi gerekmektedir. “Ücret-fiyat sarmalı döngüsü nasıl başlar? Nasıl çalışır? Nasıl son bulur? İlk akla gelen analiz sorularıdır. Takip eden kısım bu konulara ayrılmıştır.

### **2.1. Ücret-Fiyat Sarmalı Nasıl Başlar ve Nasıl İşler?**

Döngünün başlangıcı çoğunlukla bir toplam talep şokuyla karakterize edilmektedir. Pozitif bir toplam talep şoku fiyatların ve işçilerin enflasyon beklentilerinin yükselmesine neden olmaktadır. Sonraki adım reel ücretlerini korumak isteyen işçilerin daha yüksek nominal ücret baskısıdır. Son adım ise ücret artışlarının firmaların işgücü maliyetlerini arttırması ve kar marjlarını korumak isteyen firmaların mal ve hizmet fiyatlarını arttırmasıdır. Bu son adım da yeni bir döngünün başlamasına sebep olur. Şekil 1 ücret-fiyat sarmalının nasıl işlediğini göstermektedir.

Literatürde bu konudaki en kapsamlı analiz Blanchard (1985) tarafından yapılmıştır. Blanchard (1985:1) pozitif bir toplam talep şoku ücret-fiyat sarmalını şu şekilde tetikler:

*“Toplam talepteki bir artıştan sonra, nominal fiyatların ve ücretlerin ayarlanması süreci, işçilerin reel ücretlerini koruma veya artırma ile firmaların ücretler üzerindeki fiyat artışlarını koruma veya artırma girişimlerinden kaynaklanır. Ücret-fiyat sarmalını başlatan bu "talep çekişli" enflasyon, reel para dengeleri ekonomiyi durağan duruma döndürmeye yetecek kadar düştüğünde sona erer.”*

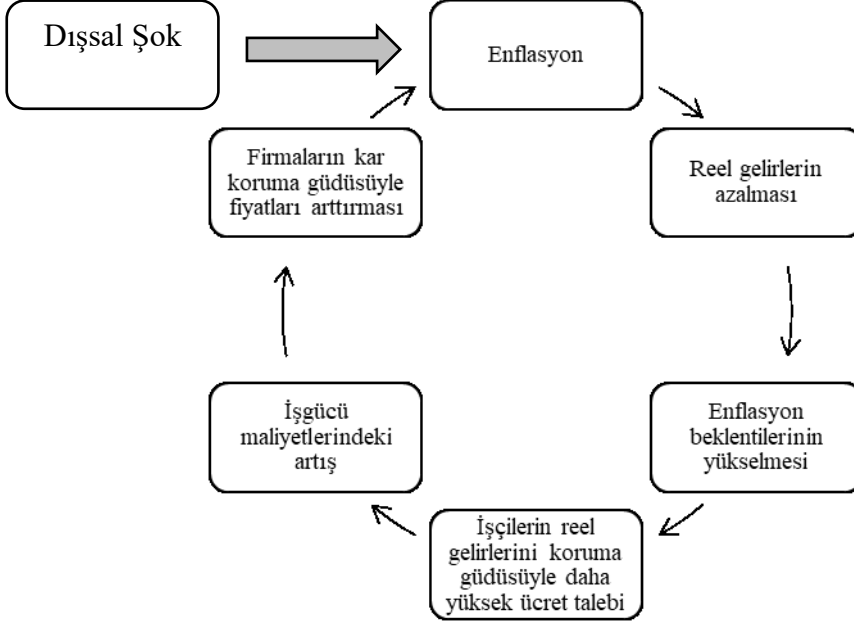
Ücret-fiyat sarmalının başlangıcı pozitif bir toplam talep şoku olabildiği gibi, negatif bir arz şoku da olabilir. Blanchard (1985:1) negatif bir arz şokunun ücret-fiyat döngüsünü nasıl tetiklediğini şöyle ifade etmektedir:

*“Sarmal, olumsuz bir arz şoku karşısında işçilerin reel ücretlerini, firmaların da kar marjlarını artırma arzusundan veya her iki tarafın aynı ücreti ve fiyatı koruma girişimleri ile başlayabilir. Bu durumda ücret-fiyat sarmalı başlatan faktör "maliyet itici" enflasyon olur. Enflasyonun, reel para dengeleri üzerindeki etkisi resesyona yol açar.”*

Özet olarak, ücret-fiyat sarmalı dışsal bir şok ile başlar; talep veya maliyet enflasyonuna bağlı olarak işçilerin reel gelirleri azalır; enflasyon beklentileri yükselir; daha yüksek ücret talebi oluşur; işgücü maliyetlerindeki artış mal ve hizmet fiyatlarını yükseltir ve nihayetinde enflasyona neden olur; enflasyondaki yükseliş enflasyon beklentilerinin yükselmesine ve yeni bir döngünün başlamasına sebep olur. Bu açıdan değerlendirildiğinde enflasyon hem ücret-fiyat

sarmalını başlatan bir sebep hem de ücret-fiyat sarmalının bir sonucu olarak görülmektedir. Şekil 1 ücret-fiyat sarmalının nasıl işlediğini göstermektedir.

Şekil 1: Ücret-Fiyat Sarmalı İşleyişi



**Kaynak:** Yazar tarafından çizilmiştir.

## 2.2. Ücret-Fiyat Sarmalı Son Bulur mu?

Ücret-Fiyat sarmalının nasıl kırılacağı konusunda literatürde ortak bir görüş mevcut değildir. Farklı dönemlerde çeşitli politika uygulamaları mevcuttur. Küresel ölçekte yüksek enflasyonun yaşandığı, “Savaş Zamanı” olarak nitelendirilen 1941-1946 dönemi ile “Petrol Krizinin” yaşandığı 1970’li yıllarda ücret-fiyat spiralinin sonlandırılması amacıyla ücret ve fiyat kontrolleri politikaları uygulanmıştır.

II. Dünya Savaşı döneminde ABD’de ekonomistler arasında, yükselen fiyatlara karşı yalnızca doğrudan fiyat kontrolleriyle değil, aynı zamanda ücret artışlarını kısıtlayarak ve satın alma gücünü sınırlamaya yönelik mali ve kredi önlemleriyle mücadele edilmesi gerektiği konusunda genel bir fikir birliği vardır. Az sayıda ekonomistin, satın alma gücünün ağır bir şekilde kısıtlanması ile üretimin azalacağı ve durgunluğun görülebileceği endişesi ise silahlanma programının büyümesiyle yersiz hale gelmiştir (Clark,1942:20).

Türkiye’de ise 1940 yılında 3780 Sayılı Milli Korunma Kanunu çıkarılmış ve fiyat artışlarının önüne geçmek amacıyla ekonomik hayata doğrudan müdahalelerde bulunulmuştur. İlgili kanun kapsamında aynı zamanda çalışma sürelerinin kısaltılması ve ücret sınırlaması kararları da mevcuttur (Aydemir, 2021: 80-81). Ek olarak özellikle karaborsaya düşen ürünler için fiyat kontrolü politikası da uygulanmıştır. Savaş sırasında olduğu gibi savaş sonrasında da

piyasa kontrol altına alınarak hayat pahalılığı ile yoğun şekilde mücadele edilmiştir (Aydemir, 2021: 86-87).

ABD’de uygulanan gelirler politikalarının kısmen başarılı olmasının asıl nedeni hükümetin ücret ve fiyat kontrolleri sonucunda ortaya çıkan olumsuzluklara da müdahale etmesidir (Clark,1942:14). Türkiye’de daha çok savaş sonrası dönemde uygulanan gelirler politikalarının başarılı olduğu söylenebilir. Bu başarının en önemli nedeni olarak, fiyat ve ücret kontrolleri ile oluşan kıtlığın ithalatın serbest bırakılması ile önlenmiş olması gösterilmektedir (Aydemir, 2021:87).

Küresel ölçekte enflasyonla mücadele edilen 70’li yıllarda, enflasyonist baskılara ve ücret-fiyat sarmalına neden olan temel unsurun Petrol Krizi (1973-1974) olduğu düşünülmektedir. Türkiye’de 1970’li yılların ikinci yarısında kurulan Fiyat Kontrol Komitesi eliyle fiyat kontrolleri uygulanmıştır. Bu uygulama karaborsanın doğmasına neden olmuş, enflasyon üzerinde de beklenen düşüşü sağlayamamıştır (Tayşir, 2018: 52). Ancak 1980 yılında Fiyat Kontrol Komitesi kaldırılarak KİT ürünleri fiyatları serbest bırakıldığında enflasyonun daha da hızlandığı gözlemlenmiştir (Dağdemir ve Küçükkalay, 1999:135).

İlgili dönemde ABD’de Başkan Richard Nixon da bir ücret ve fiyat kontrolleri programı yürürlüğe koymuş, 90 gün sürmesi beklenen program değiştirilmiş biçimleriyle yaklaşık üç yıl yürürlükte kalmıştır. Mevzuat başlangıçta coşkuyla karşılanırsa da sonuçları beklenildiği gibi olmamış, 1970’lerin ortalarında enflasyon çift haneli rakamlara ulaşmıştır. Friedman anılarında, Nixon’ın kontrolleri dayatma kararının "ülkeye, istifasına yol açan sonraki eylemlerin herhangi birinden çok daha fazla zarar verdiğini" yazmıştır (Friedman, 2005:2).

Yukarıda incelenen örneklerden hareketle ücret ve fiyat kontrolleri, yüksek enflasyon dönemlerinde ücret-fiyat sarmalının kırılması açısından sıkça başvurulan, cazip politika uygulamalarıdır. Ancak bu politikaların ciddi olumsuz yan etkileri mevcuttur ve daima başarı sağlamadıkları da açıktır.

Parasalcı ekolün en önemli temsilcilerinden Milton Friedman da, ABD’de 1962 yılında yaşanan Kennedy-çelik endüstrisi yüzleşmesini örnek göstererek, ücret ve fiyat kontrollerinin hem ekonomik verimlilik hem de siyasi özgürlüğün korunması açısından son derece ciddi sonuçlar yaratacağını ifade etmektedir. Uygulanacak en iyi politikanın ise, paranın genişleme hızını yavaşlatarak enflasyonist baskının kaynağını ortadan kaldırmak olacağını ileri sürmektedir (Friedman, 2005:7).

Blanchard (1985:2), ücret-fiyat sarmalının unsurlarını ve tamamlanma sürecini şöyle ifade etmektedir:

*“Fiyat düzeyi dinamikleri, gerçekten de, işçilerin gerçek ücretlerini koruma (veya duruma göre artırma veya azaltma) ve firmaların kar marjlarını koruma (veya artırma veya azaltma) girişimlerinin sonucudur. Ayrıca, reel ücretlerin ve fiyat artışlarının talepteki değişimlere karşı esnek olmaması ile fiyat düzeyindeki atalet derecesi arasında doğrudan bir ilişki vardır. Mal talebindeki kaymaların marj*

*üzerindeki etkisi ne kadar küçükse ve emek talebindeki kaymaların reel ücret üzerindeki etkisi ne kadar küçükse, nominal fiyat seviyesi toplam talep bozukluklarını dengelemek için o kadar yavaş ayarlanacaktır.”*

Bu açıklamalardan hareketle ücret-fiyat sarmalının iki temel unsuru vardır: ilki işletmelerin kârlarını koruma güdüsü iken, ikincisi işçilerin reel gelirlerini koruma güdüsüdür. İşletmeleri kâr koruma güdüsüne, işçileri reel geliri koruma güdüsüne iten ise enflasyonist beklentilerdir. Bu açıdan değerlendirildiğinde enflasyon beklentisi, işgücü maliyetine ve fiyatlara yön vererek ücret-fiyat sarmalına neden olan en önemli unsur olarak gösterilebilir.

Bu bağlamda, ücret-fiyat sarmalının kırılabilmesi için öncelikle enflasyondaki artış beklentisinin kırılması gerekir. Enflasyonda artış beklentisi yaratan talep enflasyonu ise toplam talebi azaltan, harcama caydırıcı para ve maliye politikaları ile fiyatlar aşağı yönlü uyarlanmalıdır. Daha düşük fiyatlar, enflasyon beklentisini azaltarak ücret artışını engelleyecek ve döngünün kırılmasını sağlayabilecektir. Enflasyondaki artış beklentisi maliyet enflasyonu kaynaklı ise verimlilik artışı sağlanarak para ve maliye politikaları ile arz arttırılabilir. Enflasyon beklentisindeki düşüş, yüksek ücret talebini engelleyerek veya ücretlerin en azından sabit kalmasını sağlayarak döngünün kırılmasına olanak sağlar.

### **3. Literatür**

Ücret-fiyat sarmalı, literatürde birçok çalışmaya konu olmuştur. İlgili çalışmaların bir kısmı ücret-fiyat sarmalının geçerliliğini araştırmıştır. Bir kısmı ücret-fiyat sarmalını sektörel bazda incelemiştir. Bununla birlikte teorinin geçerli olduğu varsayımıyla yeni denge modelleri oluşturan bir literatür de mevcuttur. Literatürdeki yakın tarihli çalışmalar ise daha çok ücret-fiyat sarmalı ve enflasyon ilişkisine odaklanmaktadır. Söz konusu literatürde ücret-fiyat sarmalının enflasyonist riskleri arttırdığı yönünde kanıtlar sunan çalışmalar olduğu gibi, risklerin abartıldığını savunan çalışmalarda mevcuttur.

Bu çalışmada literatür taraması, ücret-fiyat sarmalının enflasyon üzerindeki etkisine odaklanan ve konu hakkında daha geniş kapsamlı sonuçlar veren genişletilmiş ücret-fiyat modeli literatürü ile sınırlı tutulmuştur. Ücret-fiyat sarmalının geçerliliğini araştıran, yakın tarihli, ulusal çalışmalar da ihmal edilmemiştir. Söz konusu çalışmalarda ilgili bilgiler ve çalışmaların özet sonuçları Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1: Literatür Özeti

Yazar/Yazarlar	Ülke/Ülkeler	Dönem	Sonuç
Saunders ve Denniss (2022)	Avustralya	2018-2019	Asgari ücret artışlarının enflasyonist risklerinin önemsizle yaklaştığı yönündedir.
Kilian ve Zhou (2022)	ABD	2020-2022	Ücret-fiyat sarmalının ortaya çıkmasıyla ilgili endişelerin abartıldığı yönündedir. Ancak sadece petrol şokunun etkisi analiz edilmiştir. Diğer enflasyonist baskıların etkileri ile bir ücret-fiyat sarmalı olasıdır.
Boissay vd. (2022)	ABD ve AB, OECD Ülkeleri	2018-2022	Ülkelerin birçoğunun bir ücret-fiyat sarmalına girdiğine dair sınırlı kanıt vardır. Ancak, beklentiler pandemi öncesine göre yüksektir ve risk hafife alınmamalıdır.
Pattanaik vd. (2020)	Hindistan	2008-2018	Beklenti kaynaklı ücret baskılarının TÜFE enflasyonunu etkilediğine dair sağlam bir kanıt bulunamamıştır.
Gjelsvik vd. (2020)	Norveç	1980-2014	2001 yılında kurulan yeni Norveç para politikasının, ücret oluşumu sistemini değiştirdiğine dair hiçbir belirti bulunamamıştır.
Akgül ve Bükey (2020)	Türkiye	1987-2018	Asgari ücretler ve tüfe arasında ilişkiler incelenerek, ücret-fiyat sarmalı doğrulanmaktadır.
Bıçerli ve Kocaman (2019)	Türkiye	2005-2017	Asgari ücretler, işsizlik ve fiyatlar üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkilere sahiptir.
Naziri ve Farshadi (2016)	İran	1978-2013	Kısa ve uzun dönemde nominal ücret oranı ile fiyatlar arasındaki ilişki tek yönlü olduğundan ücret-fiyat spirali reddedilmektedir.
Hoxha (2016)	Birleşik Krallık	2000-2014	Uzun vadeli eşbütünlük ilişkisi kabul edilir; ancak herhangi bir yönde kısa vadeli nedensellik mevcut değildir.
Abdioğlu (2014)	Türkiye	1998-2012	Toplam talep şokları karşısında emek ve mal piyasalarındaki ayarlamalar eş zamanlı olmadığı için ücret-fiyat spirali yavaş gerçekleşmektedir.
Ahmed vd. (2013)	Bangladeş	1975-2010	Fiyatlar üzerinde nominal ücretlerin ve yurtdışı kredilerin pozitif etkisi mevcuttur.
Abdioğlu (2013)	Türkiye	1997-2012	İmalat sanayi verimlilik ayarlı nominal ücretlerle fiyatlar arasında çift yönlü nedensellik mevcuttur.
Hoxha (2010)	AB-12	1996-2007	Hem uzun hem de kısa vadede fiyatlar ve ücretler arasındaki ilişki mevcuttur.
Fares ve İbrahim (2008)	Mısır	1990-2005	Özel sektör ücretlerindeki artış, fiyat enflasyonuna neden olur. Enflasyon, ücretlerden başka birçok faktörden kaynaklanır.
Kandil (2003)	12 Sanayileşmiş Ülke	1960-2000	Toplam talep şokları karşısında nominal ücret ve fiyat ayarlama dinamikleri, ücret-fiyat sarmalı kalıplarını göstermektedir.
Mehra (2000)	ABD	1952-1999	Ücret artışı yüksek enflasyon dönemlerinde açıklayıcı iken düşük enflasyon dönemlerinde değildir. Bu sonuç ücret artışının ABD'de bağımsız bir enflasyon kaynağı olmadığını göstermektedir.
Metin ve Üçdoğruk (1998)	Türkiye	1962-1992	Türk imalat sanayinde uzun dönemde ücret-fiyat spirali geçerlidir.



## 4. Veri Seti ve Yöntem

### 4.1. Veri Seti

Bu çalışmada, Türkiye 2009Q1-2021Q3 dönemine ait çeyreklik veriler kullanılmıştır. Değişkenlere ilişkin veriler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (TCMB-EVDS) ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) Veri Portalı'ndan derlenmiştir. Değişkenlerin simgeleri, açıklamaları ve kaynakları Tablo 2'de yer almaktadır.

**Tablo 2:** Değişken Tanımlamaları ve Kaynakları

Değişken Simgesi	Değişken Açıklaması	Kaynak
tufe	Tüketici Fiyat Endeksi (2003=100)	TCMB
ucret	Brüt Ücret-Maaş Endeksi (2015=100)	TÜİK
ucret_sanayi	Sanayi Sektörü Brüt Ücret-Maaş Endeksi (2015=100)	TÜİK
rgsyih	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla-Zincirlenmiş Hacim (2009=100)	TCMB
kredi	Krediler-Yurtiçi Krediler Toplamı	TCMB
dk	Döviz Kurları- ABD Doları (Döviz Alış)	TCMB
ucret_va	Sanayi Sektörü Verimlilik Ayırıştırılmış Ücret	Hesaplandı

TCMB: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası- Elektronik Veri Dağıtım Sistemi  
TÜİK: Türkiye İstatistik Kurumu-İstatistik Veri Portalı

Tablo 2'de yer alan değişkenlerden sanayi sektörü verimlilikten ayırıştırılmış ücreti temsil eden "ucret\_va" değişkeni yazar tarafından hesaplanmıştır. Hesaplama Rissman (1995) yaklaşımı ile Abdioğlu (2013:50) takip edilerek gerçekleştirilmiştir. Buna göre öncelikle sanayi sektörü işgücü verimlilik serisi takip eden eşitlik ile oluşturulmuştur.

$$Z_i = \left( \frac{Q_i}{L_i h_i} \right) * 100$$

Burada,

$Z_i$ = Sanayi verimlilik düzeyini;  $Q_i$ = Sanayi reel üretim düzeyini;  $L_i$ = Sanayi çalışan sayısını;  $h_i$ =Sanayi ortalama çalışma saatini temsil etmektedir. Bu çalışmada sanayi sektörü işgücü verimlilik serisinin hesaplanmasında, sanayi reel üretim düzeyini temsilen sanayi üretim endeksi (2015=100), sanayi çalışan sayısını temsilen sanayi istihdam endeksi (2015=100) ve sanayi ortalama çalışma saatini temsilen sanayi çalışan saat endeksi (2015=100) verileri kullanılmıştır. Sanayi verimlilik düzeyi hesaplandıktan sonra takip eden eşitlik vasıtasıyla sanayi sektörü verimlilikten ayırıştırılmış ücret hesaplanmıştır.

$$W_{adj} = W_i - Z_i$$

Burada  $W_{adj}$  verimlilikten ayırıştırılmış ücret düzeyini ve  $W_i$  nominal ücret düzeyini temsil etmektedir. Bu çalışmada nominal ücret düzeyini temsilen "ucret\_sanayi" simgesiyle sanayi sektörü brüt ücret-maaş endeksi (2015=100) verisi kullanılmıştır. Sanayi sektörü verimlilikten ayırıştırılmış ücret serisi ise "ucret\_va" simgesiyle temsil edilmektedir. Çalışmada kullanılan tüm değişkenler

mevsimsellikten arındırılmış ve logaritmik dönüşüm yapılmıştır. Tahminler Eviews 10 paket programı ile gerçekleştirilmiştir.

#### 4.2. Yöntem

Bu çalışmada değişkenler arasındaki ilişkiler Pesaran vd. (2001) tarafından önerilen ARDL Sınır Testi (Autoregressive Distributed Lag Bound Test) ile incelenmiştir. Sınır testi yaklaşımının tercih edilmesinin sebebi diğer alternatif yaklaşımlara göre bazı avantajlar sağlamasıdır: Birincisi, kullanılan serilerin I(1) olması gerekmez. İkincisi, küçük örneklerle bile daha etkin eşbütünleşme ilişkileri belirlenebilir. Son olarak ARDL yaklaşımı durağan olmayan zaman serisi verilerinden kaynaklanan problemlerin üstesinden gelmektedir (Sari vd., 2008: 2305).

ARDL yaklaşımında öncelikle uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi tespit edilir. Bu aşamada kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) tahmin edilir. Regresörlerin I(0)/I(1) olduğuna bakılmaksızın, boş hipotez “düzey ilişkisi yoktur” şeklindedir. Karar için iki kritik değer seti hesaplanmıştır. Birincisi tüm regresörler I(0) olduğu durum için ve ikincisi tüm regresörler I(1) olduğu durum için geçerlidir (Pesaran vd, 2001: 289). Bu kritik değerler alt ve üst sınırları oluşturmaktadırlar.

Eğer hesaplanan Wald F-istatistiği değerleri sınırların dışında ise eşbütünleşme ilişkisi hakkında kesin bir çıkarım yapılabilmektedir. Fakat hesaplanan değerler sınırların içinde kalırsa eşbütünleşme ilişkisi hakkında çıkarım yapılamaz (Pesaran vd, 2001: 290). Eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra, uzun dönem katsayılar hesaplanarak ilişkinin yönü belirlenebilmektedir. Kısa dönem ilişkileri ve değişkenlerin uzun dönem dengesine yakınsama derecelerini belirleyebilmek amacıyla hata düzeltme modeli (ECM) tahmin edilir. ECM uzun dönem denkleminde elde edilen hata terimlerinin bir gecikmesi (hata düzeltme terimi) modele dâhil edilerek oluşturulmaktadır. Hata düzeltme teriminin katsayısının 0-1 arasında değerler alması ve negatif olması gerekmektedir.

Bu çalışmada ücret-fiyat sarmalının geçerliliğinin tespit edilmesi ve enflasyonla ilişkisinin belirlenebilmesi amacıyla üç farklı model tahmin edilmiştir. Birincisi ücret ve tufe değişkenleri arasındaki ilişkileri temsil eden “Temel Ücret-Fiyat Modeli” dir. Uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesine yönelik oluşturulan UECM denklemleri aşağıdaki gibidir:

$$\Delta tufe_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{\rho} \beta_i \Delta ucret_{t-i} + \sum_{i=1}^{\rho} \delta_i \Delta tufe_{t-i} + \theta_T tufe_{t-1} + \theta_U ucret_{t-1} + \mu_t \quad (1)$$

$$\Delta ucret_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{\eta} \beta_i \Delta tufe_{t-i} + \sum_{i=1}^{\eta} \delta_i \Delta ucret_{t-i} + \theta_T tufe_{t-1} + \theta_U ucret_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

Burada  $\rho$  ve  $\eta$  gecikme uzunluklarını;  $\Delta$  değişkenin birinci farkını ifade etmektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin tespitine ilişkin boş

hipotez ücret ve tufe değişkenlerinin gecikmelerine ait katsayıların sifıra eşit olduğu yönündedir:  $H_0 = \theta_T = \theta_U = 0$

Temel ücret-fiyat modelinde uzun dönem katsayılar Denklem (3) ve Denklem (4) vasıtasıyla hesaplanacaktır. Denklem (5) ve Denklem (6) ise ilgili ECM denklemleridir.

$$tufe_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \delta_i tufe_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_i ucret_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$ucret_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i ucret_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i tufe_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta tufe_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta tufe_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_i \Delta ucret_{t-i} + \gamma_i ect_{t-1} + \omega_t \quad (5)$$

$$\Delta ucret_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta ucret_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i \Delta tufe_{t-i} + \gamma_i ect_{t-1} + \omega_t \quad (6)$$

Burada  $k, l, p$  ve  $q$  gecikme uzunluklarını,  $\Delta$  değişkenin birinci dereceden farkını,  $ect_{t-1}$  hata düzeltme terimini ifade etmektedir.

İkinci model sanayi sektörü verimlilikten ayrıştırılmış ücret ile tufe arasındaki ilişkileri temsil eden “Sanayi Sektörü Verimlilikten Ayrıştırılmış Ücret-Fiyat Sarmalı Modeli” dir. Uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesine yönelik oluşturulan UECM denklemleri aşağıdaki gibidir:

$$\Delta tufe_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{\rho} \beta_i \Delta ucret\_va_{t-i} + \sum_{i=1}^{\rho} \delta_i \Delta tufe_{t-i} + \theta_T tufe_{t-1} + \theta_U ucret\_va_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

$$\Delta ucret\_va_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{\eta} \beta_i \Delta tufe_{t-i} + \sum_{i=1}^{\eta} \delta_i \Delta ucret\_va_{t-i} + \theta_T tufe_{t-1} + \theta_U ucret\_va_{t-1} + \mu_t \quad (8)$$

Burada  $\rho$  ve  $\eta$  gecikme uzunluklarını;  $\Delta$  değişkenin birinci farkını ifade etmektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin tespitine ilişkin boş hipotez ücret\_va ve tufe değişkenlerinin gecikmelerine ait katsayıların sifıra eşit olduğu yönündedir:  $H_0 = \theta_T = \theta_U = 0$

Verimlilikten ayrıştırılmış sanayi ücret-fiyat modelinde uzun dönem katsayılar Denklem (9) ve Denklem (10) vasıtasıyla hesaplanacaktır. Denklem (11) ve Denklem (12) ise ilgili ECM denklemleridir.

$$tufe_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \delta_i tufe_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_i ucret\_va_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$ucret\_va_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i ucret\_va_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i tufe_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta tufe_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta tufe_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_i \Delta ucret\_va_{t-i} + \gamma_i ect_{t-1} + v_t \quad (11)$$

$$\Delta ucret\_va_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta ucret\_va_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i \Delta tufe_{t-i} + \gamma_i ect_{t-1} + v_t \quad (12)$$

Burada  $k, l, p$  ve  $q$  gecikme uzunluklarını,  $\Delta$  değişkenin birinci dereceden farkını,  $ect_{t-1}$  hata düzeltme teriminin bir gecikmesini ifade etmektedir.

Üçüncü model enflasyonun makroekonomik belirleyicilerini içeren “Genişletilmiş Ücret-Fiyat Modeli” dir. Bu model ücret ve tüfe değişkenlerinin yanında döviz kuru, yurtiçi krediler ve reel gayrisafi milli hâsıla değişkenlerini de içermektedir. Uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesine yönelik oluşturulan UECEM denklemleri aşağıdaki gibidir:

$$\Delta tufe_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta ucret_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta tufe_{t-i} + \sum_{i=0}^p \sigma_i \Delta rgsyih_{t-i} + \sum_{i=0}^p \varphi_i \Delta dk_{t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_i \Delta kredi_{t-i} + \theta_T tufe_{t-1} + \theta_U ucret_{t-1} + \theta_R rgsyih_{t-1} + \theta_D dk_{t-1} + \theta_K kredi_{t-1} + \mu_t \quad (13)$$

$$\Delta ucret_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{\eta} \beta_i \Delta tufe_{t-i} + \sum_{i=1}^{\eta} \delta_i \Delta ucret_{t-i} + \sum_{i=0}^{\eta} \sigma_i \Delta rgsyih_{t-i} + \sum_{i=0}^{\eta} \varphi_i \Delta dk_{t-i} + \sum_{i=0}^{\eta} \omega_i \Delta kredi_{t-i} + \theta_T tufe_{t-1} + \theta_U ucret_{t-1} + \theta_R rgsyih_{t-1} + \theta_D dk_{t-1} + \theta_K kredi_{t-1} + \mu_t \quad (14)$$

Burada  $\rho$  ve  $\eta$  gecikme uzunluklarını;  $\Delta$  değişkenin birinci farkını ifade etmektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin tespitine ilişkin boş hipotez tüm değişkenlerinin gecikmelerine ait katsayıların bir bütün olarak sıfıra eşit olduğu yönündedir:  $H_0 = \theta_T = \theta_U = \theta_R = \theta_D = \theta_K = 0$

Genişletilmiş ücret-fiyat modelinde uzun dönem katsayılar Denklem (15) ve Denklem (16) vasıtasıyla hesaplanacaktır. Denklem (17) ve Denklem (18) ise ilgili ECM denklemleridir.

$$tufe_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^k \beta_i ucret_{t-i} + \sum_{i=1}^l \delta_i tufe_{t-i} + \sum_{i=0}^m \sigma_i rgsyih_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_i dk_{t-i} + \sum_{i=0}^o \omega_i kredi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$ucret_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^p \beta_i tufe_{t-i} + \sum_{i=1}^q \delta_i ucret_{t-i} + \sum_{i=0}^r \sigma_i rgsyih_{t-i} + \sum_{i=0}^s \varphi_i dk_{t-i} + \sum_{i=0}^u \omega_i kredi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\Delta tufe_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^k \beta_i \Delta ucret_{t-i} + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta tufe_{t-i} + \sum_{i=0}^m \sigma_i \Delta rgsyih_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_i \Delta dk_{t-i} + \sum_{i=0}^o \omega_i \Delta kredi_{t-i} + \gamma_i ect_{t-1} + v_t \quad (17)$$

$$\Delta ucret_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta tufe_{t-i} + \sum_{i=1}^q \delta_i \Delta ucret_{t-i} + \sum_{i=0}^r \sigma_i \Delta rgsyih_{t-i} + \sum_{i=0}^s \varphi_i \Delta dk_{t-i} + \sum_{i=0}^u \omega_i \Delta kredi_{t-i} + \gamma_1 ect_{t-1} + v_t \quad (18)$$

Burada  $k, l, m, n, o, p, q, r, s$  ve  $u$  gecikme uzunluklarını,  $\Delta$  değişkenin birinci dereceden farkını,  $ect_{t-1}$  hata düzeltme teriminin bir gecikmesini ifade etmektedir.

### 4.3. Bulgular

#### 4.3.1. Birim Kök Testleri Bulgular

ARDL yaklaşımında değişkenlerin aynı dereceden durağan olma şartı aranmamaktadır. Ancak serilerin seviyesinde  $I(0)$  ya da birinci farkında  $I(1)$  durağan olmaları gerekmektedir. Değişkenlerin ikinci dereceden  $I(2)$  durağan olması ihtimaline karşı Dickey ve Fuller (1979, 1981) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök analizi uygulanmıştır. Sonuçlar Tablo 3'de yer almaktadır.

Tablo 3. Birim Kök Analizleri Bulgular

Değişken	Seviye		Birinci Fark	
	Sabit	Sabit-Trend	Sabit	Sabit-Trend
tufe	2.649665	-0.300297	-6.243885*	-6.047502*
ucret	-2.475344	-1.321603	-5.568742*	-3.313212**
ucret va	-0.086483	-2.838750	-5.108430*	-4.931969*
dk	2.527602	-2.404096	-2.667284***	-5.608594*
kredi	-2.277049	-1.665581	-6.057261*	-6.557664*
rgsyih	-1.920816	-2.216344	-10.42319*	-10.64519*

\*:%1; \*\*:%5; \*\*\*:%10 İstatistiksel anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.

ADF birim kök analizi sonuçlarına göre, tüm değişkenlerin seviye değerleri için birim kök içerdiklerine dair boş hipotez hem sabitli hem de sabitli-trendli modelde reddedilememektedir. Bununla birlikte değişkenlerin tamamı hem sabitli hem de sabitli-trendli modelde birinci farklarında %1 anlamlılık seviyesinde durağandır. Değişkenlerin tamamının  $I(0)$  ya da  $I(1)$  olduğu ve hiçbir değişkenin  $I(2)$  olmadığı belirlendiğinden ARDL Sınır Testi tahminlerine geçilmiştir.

#### 4.3.2. ARDL Bulgular

ARDL Sınır Testi yaklaşımında ilk aşama uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilebilmesi için modellere ilişkin kısıtsız hata düzeltme modellerinin tahmin edilmesidir. Kısıtsız hata düzeltme modellerinde gecikme uzunlukları tespit edilirken maksimum gecikme 4 olarak alınmıştır. Breusch-Godfrey LM 4. Derece  $\chi^2$  test istatistiğinin olasılık değerine göre otokorelasyon sorunu olmayan, en düşük AIC değerine sahip model tercih edilmiştir. Eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem katsayıları tahmin edilmiştir.

**Tablo 4:** Temel Ücret-Fiyat Modeli Bulgular

<b>ARDL Sınır Testi Sonuçları</b>				
	Pesaran vd. (2001) Durum I: Sabit-Trend yok		Pesaran (2001) Durum II: Kısıtlı Sabit-Trend Yok	
Denklem (1) F istatistiği $f_{tufe}   ucuret$	<b>65.03203***</b>		<b>42.80373***</b>	
Denklem (2) F istatistiği $f_{ucuret}   tufe$	<b>19.33588***</b>		<b>14.16843***</b>	
Anlamlılık Düzeyi	Pesaran (2001:300) Durum I Kritik Değerler		Pesaran (2001:300) Durum II Kritik Değerler	
k (1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
%1	4.81	6.02	4.94	5.58
<b>ARDL (1,0) Tahmin Sonuçları</b>				
Bağımlı Değişken: $\Delta tufe$				
Değişken	Katsayı		Standart Hata	
tufe(-1)	-0.007134		0.006219	
ucuret	0.014151***		0.007531	
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM $\chi^2(4)$ Test İstatistiği Olasılık Değeri: 0.6672				
Değişen Varyans White $\chi^2$ Test İstatistiği Olasılık Değeri: 0.9746				
CUSUM Grafikleri %5 seviyesinde istikrarlıdır.				
<b>ARDL (2,0) Tahmin Sonuçları</b>				
Bağımlı Değişken: $\Delta ucuret$				
Değişken	Katsayı		Standart Hata	
c	-0.442431		0.277639	
ucuret(-1)	-0.100243		0.059977	
tufe	0.169513*		0.095947	
$\Delta ucuret(-1)$	-0.262417*		0.145710	
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM $\chi^2(4)$ Test İstatistiği Olasılık Değeri: 0.9332				
Değişen Varyans White $\chi^2$ Test İstatistiği Olasılık Değeri: 0.5931				
CUSUM grafikleri %5 seviyesinde istikrarlıdır.				
<b>Uzun Dönem Katsayılar</b>				
Bağımlı Değişken: tufe				
Değişken	Katsayı		Standart Hata	
ucuret	<b>1.983707***</b>		0.679429	
Bağımlı Değişken: ucuret				
Değişken	Katsayı		Standart Hata	
tufe	<b>1.691030***</b>		0.201707	
c	-4.413607***		1.063766	
<b>Hata Düzeltme Modeli Katsayılar</b>				
Bağımlı Değişken: $\Delta tufe$				
Değişken	Katsayı		Standart Hata	
ect(-1)	<b>-0.007134***</b>		0.000619	
Bağımlı Değişken: $\Delta ucuret$				
Değişken	Katsayı		Standart Hata	
$\Delta ucuret(-1)$	-0.262417*		0.134715	
ect(-1)	<b>-0.100243***</b>		0.015045	
***: %1; **: %5; *: %10 İstatistiksel anlamlılık seviyelerini ifade eder.				

Takip kolaylığı sağlaması nedeniyle her bir modelin sonuçları tek bir tabloda gösterilmiştir. Temel ücret-fiyat modeli bulguları Tablo 4'de; Sanayi sektörü verimlilikten ayrıştırılmış ücret-fiyat sarmalı modeli bulguları Tablo 5'de; Genişletilmiş ücret-fiyat sarmalı modeli bulguları ise Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 4’de ücret ve tufe değişkenleri arasındaki eşbütünleşme ilişkisi hem sabit içeren (Pesaran vd. (2001) Durum I) hem de sabit ve trend içermeyen (Pesaran vd. (2001) Durum II) UECM modelde doğrulanmaktadır. Bağımlı değişken tufe iken (tufe | ücret), optimal model ARDL (1,0) olarak belirlenmiştir ve ücret değişkeninin pozitif olan uzun dönem katsayısı %1 düzeyinde anlamlıdır. Kısa dönem ilişkileri temsil eden ECM modelinde hata düzeltme terimi (ect(-1)) katsayısı -0.007134 olarak hesaplanmıştır. Beklenildiği gibi negatif işaretlidir ve %1 seviyesinde anlamlıdır. Ancak katsayısı değeri oldukça düşüktür. Bu nedenle uzun dönemde değişkenler arasında dengeye doğru düşük bir yakınsama olduğu tespit edilmiştir.

Bağımlı değişken ücret iken (ücret | tufe), optimal model ARDL (2,0) olarak belirlenmiştir ve tufe değişkeninin pozitif olan uzun dönem katsayısı %1 seviyesinde anlamlıdır. Kısa dönem ilişkileri temsil eden ECM modelinde hata düzeltme terimi (ect(-1)) katsayısı -0.100243 olarak hesaplanmıştır; negatif işaretlidir; %1 seviyesinde anlamlıdır ve kısa dönemdeki dengesizliklerin %10’nun uzun dönemde ortadan kalktığını ifade eder. Tablo 4’de yer alan bulgular bir bütün olarak değerlendirildiğinde, hem uzun dönemde hem de kısa dönemde ücret ve tufe değişkenleri arasında karşılıklı, pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı ilişki mevcuttur. Bu durum temel ücret-fiyat sarmalı modelinin ifade ettiği ilişkiyi doğrulamaktadır.

Tablo 5’de ücret\_va ve tufe değişkenleri arasındaki eşbütünleşme ilişkisi her iki UECM modelde doğrulanmaktadır. Bağımlı değişken tufe iken (tufe | ücret\_va), optimal model ARDL (1,0) olarak belirlenmiştir ve ücret\_va değişkeninin pozitif olan uzun dönem katsayısı %1 düzeyinde anlamlıdır. ECM modelinde hata düzeltme terimi katsayısı -0.007582 olarak hesaplanmıştır; negatif işaretlidir ve %1 seviyesinde anlamlıdır. Ancak katsayısı değeri oldukça düşüktür. Bu nedenle uzun dönemde değişkenler arasında dengeye doğru düşük bir yakınsama olduğu tespit edilmiştir. Bağımlı değişken ücret\_va iken (ücret\_va | tufe), optimal model ARDL (2,0) olarak belirlenmiştir ve tufe değişkeninin pozitif olan uzun dönem katsayısı %1 seviyesinde anlamlıdır. ECM modelinde hata düzeltme terimi katsayısı -0.130569 olarak hesaplanmıştır; negatif işaretlidir; %1 seviyesinde anlamlıdır ve kısa dönemdeki dengesizliklerin %13’ünün uzun dönemde ortadan kalktığını ifade eder. Tablo 5’de yer alan bulgular bir bütün olarak değerlendirildiğinde, hem uzun dönemde hem de kısa dönemde ücret\_va ve tufe değişkenleri arasında karşılıklı, pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı ilişki mevcuttur. Bu sonuç ile sanayi sektörü verimlilikten ayrıştırılmış ücret-fiyat modelinin ifade ettiği ilişki doğrulanmaktadır. Sonuçlar temel ücret-fiyat sarmalı modeli ile büyük ölçüde paraleldir.

**Tablo 5:** Verimlilikten Ayrıştırılmış Sanayi Ücret-Fiyat Sarmalı Modeli Bulgular

<b>ARDL Sınır Testi Sonuçları</b>				
	Pesaran vd. (2001) Durum I: Sabit-Trend yok		Pesaran (2001) Durum II: Kısıtlı Sabit-Trend Yok	
Denklem (7) F istatistiği $f_{tufe} (tufe   ucuret\_va)$	<b>66.19849***</b>		<b>43.21374***</b>	
Denklem (8) F istatistiği $f_{ucuret\_va} (ucuret\_va   tufe)$	<b>22.82573***</b>		<b>17.67833***</b>	
Anlamlılık Düzeyi	Pesaran (2001:300) Durum I Kritik Değerler		Pesaran (2001:300) Durum II Kritik Değerler	
k (1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
%1	4.81	6.02	4.94	5.58
<b>ARDL (1,0) Tahmin Sonuçları</b>				
Bağımlı Değişken: $\Delta tufe$				
Değişken	Katsayı		Standart Hata	
tufe(-1)	-0.007582		0.005919	
ucuret_va	0.014677**		0.007156	
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM $\chi^2(4)$ Test İstatistiği Olasılık Değeri: 0.6420				
Değişen Varyans White $\chi^2$ Test İstatistiği Olasılık Değeri: 0.8929				
CUSUM Grafikleri %5 seviyesinde istikrarlıdır.				
<b>ARDL (2,0) Tahmin Sonuçları</b>				
Bağımlı Değişken: $\Delta ucuret\_va$				
Değişken	Katsayı		Standart Hata	
c	-0.655787		0.319843	
ucuret_va(-1)	-0.130569		0.066622	
tufe	0.232556		0.109432	
$\Delta ucuret\_va(-1)$	-0.281942		0.136570	
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM $\chi^2(4)$ Test İstatistiği Olasılık Değeri: 0.5253				
Değişen Varyans White $\chi^2$ Test İstatistiği Olasılık Değeri: 0.8160				
CUSUM grafikleri %5 seviyesinde istikrarlıdır.				
<b>Uzun Dönem Katsayılar</b>				
Bağımlı Değişken: tufe				
Değişken	Katsayı		Standart Hata	
ucuret_va	<b>1.935718***</b>		0.572887	
Bağımlı Değişken: ucuret_va				
Değişken	Katsayı		Standart Hata	
tufe	<b>1.781095***</b>		0.156524	
c	-5.022532***		0.784409	
<b>Hata Düzeltme Modeli Katsayılar</b>				
Bağımlı Değişken: $\Delta tufe$				
Değişken	Katsayı		Standart Hata	
ect(-1)	<b>-0.007582***</b>		0.000652	
Bağımlı Değişken: $\Delta ucuret\_va$				
Değişken	Katsayı		Standart Hata	
$\Delta ucuret\_va(-1)$	-0.281942**		0.124900	
ect(-1)	<b>-0.130569***</b>		0.017544	
***: %1; **: %5; *: %10 İstatistiksel anlamlılık seviyelerini ifade eder.				



**Tablo 6:** Genişletilmiş Ücret-Fiyat Sarmalı Modeli Bulgular

<b>ARDL Sınır Testi Sonuçları</b>				
	Pesaran vd. (2001) Durum I: Sabit-Trend yok		Pesaran (2001) Durum II: Kısıtlı Sabit-Trend Yok	
Denklem (13) F istatistiği $f_{tufe}(tufe   ucuret, rgsyih, dk, kredi)$	<b>16.21107***</b>		<b>13.37478 ***</b>	
Denklem (14) F istatistiği $f_{ucuret}(ucuret   tufe, rgsyih, dk, kredi)$	<b>5.699447***</b>		<b>9.517439***</b>	
Anlamlılık Düzeyi	Pesaran (2001:300) Durum I Kritik Değerler		Pesaran (2001:300) Durum II Kritik Değerler	
k (4)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
%1	3.07	4.44	3.29	4.37
<b>ARDL (1,0,1,3,0) Tahmin Sonuçları</b>				
Bağımlı Değişken: $\Delta tufe$				
Değişken	Katsayı	Standart Hata		
c	0.480137	0.747031		
tufe(-1)	-0.166749**	0.071579		
ucuret	0.002531	0.042210		
rgsyih(-1)	0.021208	0.034537		
dk(-1)	0.108814***	0.038727		
kredi	-0.003114	0.029254		
$\Delta rgsyih$	-0.033070	0.024957		
$\Delta dk$	0.121593***	0.033811		
$\Delta dk(-1)$	0.051777	0.040547		
$\Delta dk(-2)$	-0.083680**	0.034998		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM $\chi^2(4)$ Test İstatistiği Olasılık Değeri: 0.9250				
Değişken Varyans White $\chi^2$ Test İstatistiği Olasılık Değeri: 0.4188				
CUSUM Grafikleri %5 seviyesinde istikrarlıdır.				
<b>ARDL (1,0,2,3,2) Tahmin Sonuçları</b>				
Bağımlı Değişken: $\Delta ucuret$				
Değişken	Katsayı	Standart Hata		
c	-17.33660***	3.840457		
ucuret(-1)	-0.742141***	0.126914		
tufe	0.121613	0.217622		
rgsyih(-1)	0.838162***	0.252960		
dk(-1)	0.213939*	0.124734		
kredi(-1)	0.156267	0.103390		
$\Delta rgsyih$	0.550586***	0.123289		
$\Delta rgsyih(-1)$	-0.384370***	0.126317		
$\Delta dk$	-0.035013	0.107789		
$\Delta dk(-1)$	-0.184750	0.116606		
$\Delta dk(-2)$	-0.233232**	0.114569		
$\Delta kredi$	-0.029042	0.202512		
$\Delta kredi(-1)$	-0.462597**	0.222722		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM $\chi^2(4)$ Test İstatistiği Olasılık Değeri: 0.9250				
Değişken Varyans White $\chi^2$ Test İstatistiği Olasılık Değeri: 0.8160				
CUSUM grafikleri %5 seviyesinde istikrarlıdır.				

<b>Uzun Dönem Katsayılar</b>		
Bağımlı Değişken: tufe		
Değişken	Katsayı	Standart Hata
ucret	0.015176	0.253850
rgsyih	0.127187	0.223013
dk	<b>0.652559***</b>	0.120472
kredi	-0.018675	0.179350
c	2.879392	4.312026
Bağımlı Değişken: ucret		
Değişken	Katsayı	Standart Hata
tufe	0.163868	0.297748
rgsyih	<b>1.129385***</b>	0.340422
dk	0.288273*	0.154569
kredi	0.210562*	0.123038
c	-23.36027***	4.614955
<b>Hata Düzeltme Modeli Katsayılar</b>		
Bağımlı Değişken: $\Delta$ tufe		
Değişken	Katsayı	Standart Hata
$\Delta$ rgsyih	-0.033070**	0.015542
$\Delta$ dk	<b>0.121593***</b>	0.025816
$\Delta$ dk(-1)	0.051777	0.029882
$\Delta$ dk(-2)	-0.083680	0.028445
ect(-1)	<b>-0.166749***</b>	0.017499
Bağımlı Değişken: $\Delta$ ucret		
Değişken	Katsayı	Standart Hata
$\Delta$ rgsyih	<b>0.550586***</b>	0.063071
$\Delta$ rgsyih(-1)	-0.384370	0.067742
$\Delta$ dk	-0.035013	0.081326
$\Delta$ dk(-1)	-0.184750*	0.091276
$\Delta$ dk(-2)	-0.233232**	0.091712
$\Delta$ kredi	-0.029042	0.139138
$\Delta$ kredi(-1)	-0.462597***	0.153530
ect(-1)*	<b>-0.742141***</b>	0.091866

\*\*\*: %1; \*\*: %5; \*: %10 İstatistiksel anlamlılık seviyelerini ifade eder.

Tablo 6'da ucret ve tufe değişkenlerinin yanında dk, kredi, ve rgsyih değişkenlerini de içeren genişletilmiş model sonuçları görülmektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönem eşbütünlük ilişkisi her iki UECM modelde doğrulanmaktadır. Bağımlı değişken tufe iken (tufe | ucret, rgsyih, dk, kredi), optimal model ARDL (1,0,1,3,0) olarak belirlenmiştir. Uzun dönem katsayılar incelendiğinde, ucret değişkeninin katsayısı pozitif olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir. Sadece dk değişkeninin katsayısı pozitif ve %1 düzeyinde anlamlıdır. ECM modelinde dk değişkeninin katsayısı pozitif ve %5 düzeyinde anlamlıdır. Hata düzeltme terimi katsayısı -0.166749 olarak hesaplanmıştır ve %1 seviyesinde anlamlıdır. Bağımlı değişken ucret iken (ucret | ucret, rgsyih, dk, kredi), optimal model ARDL (1,0,2,3,2) olarak belirlenmiştir. Uzun dönem katsayılar incelendiğinde, tufe değişkeninin katsayısı pozitif olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir. Diğer değişkenlerden rgsyih pozitif ve %1 seviyesinde, dk ve kredi değişkenleri ise pozitif ve %10 seviyesinde anlamlıdır. ECM modelinde de rgsyih değişkeninin katsayısı pozitif ve %1 düzeyinde anlamlıdır. Ek olarak hata düzeltme terimi katsayısı -0.742141 olarak

hesaplanmıştır ve %1 seviyesinde anlamlıdır. Bu modelde değişkenler arasındaki kısa dönem dengesizliklerin %74 gibi önemli bir kısmının ortadan kalktığı söylenebilir. Tablo 6'daki sonuçlar bir bütün olarak değerlendirildiğinde ücret ve tufe değişkenleri arasında kısa ve uzun dönemde, istatistiksel olarak anlamlı olan herhangi bir ilişki tespit edilememiştir.

### 5. Sonuç ve Değerlendirme

Temel amacı, 2009Q1-2021Q3 döneminde Türkiye'de ücret-fiyat sarmalının mevcudiyetini ve enflasyon üzerindeki etkisini incelemek olan bu makalede üç farklı model tahmin edilmiştir. Birincisi temel ücret-fiyat sarmalı modeli; ikincisi sanayi sektöründe verimlilikten ayrıştırılmış ücret-fiyat modeli; üçüncüsü fiyat enflasyonunun altında yatan makro belirleyicileri dikkate alan genişletilmiş ücret-fiyat sarmalı modelidir. ARDL Sınır Testi kullanılarak tahmin edilen modellerin sonuçları takip eden kısımda maddeler halinde özetlenmiştir:

- Temel ücret-fiyat sarmalı modeli tahmin sonuçlarına göre, ücret ve fiyat değişkenleri arasında hem uzun hem kısa dönemde karşılıklı, pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı ilişki mevcuttur. Bu nedenle ücret-fiyat sarmalı ilişkisi doğrulanmaktadır.
- Sanayi sektörü verimlilikten ayrıştırılmış ücret-fiyat sarmalı modeli tahmin sonuçları temel ücret fiyat sarmalı modeli tahmin sonuçları ile büyük ölçüde paraleldir. Uzun dönemde değişkenler arasındaki dengeye yakınsama verimlilik ayrıştırılmış ücret-fiyat modelinde daha yüksektir. Sanayi sektörü verimlilikten ayrıştırılmış ücret-fiyat sarmalı modeli doğrulanmaktadır.
- Genişletilmiş model tahmin sonuçlarına göre, enflasyonun makro ekonomik belirleyicilerinin modele dahil edilmesi ile ücret-fiyat sarmalı geçerliliğini yitirmektedir. Ne uzun ne de kısa dönemde ücret ve fiyat değişkenleri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki mevcut değildir. Ücret değişkeninin en önemli belirleyicisi reel gayri safi yurtiçi hâsıla, fiyat değişkeninin en önemli belirleyicisi ise döviz kuru olarak tespit edilmiştir.

Bu sonuçlar ışığında, ücret-fiyat sarmalının ancak enflasyonun diğer belirleyicileri göz ardı edildiğinde geçerli olabileceği söylenebilir. Politika yapıcılara, fiyatlar üzerinde en önemli belirleyicinin pozitif döviz kuru şokları olması nedeniyle, enflasyonla mücadele programında maliyet enflasyonuna odaklanan para politikaları ile verimlilik artışına odaklanan maliye politikaları önerilmektedir. Böylece, enflasyon beklentisindeki düşüş, yüksek ücret talebini zayıflatarak veya ücretlerin en azından sabit kalmasını sağlayarak olası bir ücret-fiyat sarmalını engelleyecektir.

### Kaynakça

Abdioğlu, Z. (2013). Ücret-fiyat spirali: Türk imalat sanayi örneği. *Journal of Management and Economics Research*, 11(19), 45-58.

Abdiođlu, Z. (2014). Ücret-fiyat spirali dinamiklerinin asimetrik etkisi: Türkiye örneđi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 36(1), 245-268.

Aydemir, B. (2021). II. Dünya Savaşı Sonrasında (1945-1950) Türkiye'nin İktisadî Durumu ve Sosyal Hayatta Yaşanan Gelişmeler. *İçtimaiyat*, 5(1), 73-89.

Blanchard, O. J. (1985). The Wage Price Spiral. *NBER Working Paper*, 1771, 1-29.

Boissay, F., De Fiore, F., Igan, D., Tejada, A. P., ve Rees, D. (2022). *Are major advanced economies on the verge of a wage-price spiral?* (No. 53). Bank for International Settlements.

Chen, P. ve Flaschel, P. (2005). Keynesian dynamics and the wage-price spiral: identifying downward rigidities. *Computational Economics*, 25(1), 115-142.

Chiarella, C. and Flaschel, P. (2000). *The Dynamics of Keynesian Monetary Growth: Macro Foundations*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.

Clark, J. M. (1942). Wartime Price control and the Problem of Inflation. *Law & Contemp. Probs.*, 9, 6.

Dağdemir, Ö., & Küçükcalay, A. M. (1999). Türkiye'de 1960-1980 Müdahale Dönemi Ekonomileri: İktisat Politikaları Ve Makro Ekonomik Göstergeler Açısından Bir Karşılaştırma. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (3).

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.

Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.

Ernst, E., Flaschel, P., Proaño, C., & Semmler, W. (2006). *Disequilibrium Macroeconomic Dynamics, Income Distribution and Wage-Price Phillips Curves: Evidence from the US and the euro area* (No. 4/2006). IMK Working Paper.

Fares, H. ve Ibrahim, A. (2008). *Wage-price causality in the Egyptian economy (1990-2005)*. The Egyptian Center for Economic Studies (ECES), Paper No. 136.

Flaschel, P., Kauermann, G., & Semmler, W. (2007). Testing wage and price Phillips curves for the United States. *Metroeconomica*, 58(4), 550-581.

Flaschel, P. ve Krolzig, H. M. (2002). *Wage and price Phillips curves*. CEM Working Paper 66, University of Bielefeld.

Friedman, M. (2005). *How not to stop inflation*. Federal Rezerv Summer, [https://www.richmondfed.org/publications/research/econ\\_focus/2005/summer/~-/media/06AE15D96C75465B97C4E981664E31A2.ashx](https://www.richmondfed.org/publications/research/econ_focus/2005/summer/~-/media/06AE15D96C75465B97C4E981664E31A2.ashx) (Erişim: 08.09.2022).

Gjelsvik, M., Nymoen, R. ve Sparrman, V. (2020). Cointegration and structure in Norwegian wage–price dynamics. *Econometrics*, 8(3), 29.

Hoxha, A. (2010). Causality between Prices and Wages: VECM Analysis for EU-12. *Theoretical & Applied Economics*, 17(5).

Hoxha, A. (2016). The switch to near-rational wage-price setting behavior: the case of United Kingdom. *EuroEconomica*, 35(1).

Kandil, M. (2003). The Wage-Price Spiral: Industrial Country Evidence and Implications, *IMF Working Papers* 2003/164, International Monetary Fund.

Kilian, L. ve Zhou, X. (2022). The impact of rising oil prices on U.S. inflation and inflation expectations in 2020–23, *Energy Economics*, 106228, 1-32.

Mehra, Yash P., (2000). Wage-Price Dynamics: Are They Consistent with Cost Push?. *FRB Richmond Economic Quarterly*, Vol. 86, No. 3,27-44.

Naziri, M. ve Farshadi, S. (2016). Price-Wage Spiral in Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 5(17), 151-169.

Paesani, P. ve Roselli, A. (2017). *The wartime economy and the theory of price controls*. Ikeda, Y., ve Rosselli, A. (Ed.), *War in the History of Economic Thought: Economists and the Question of War* (215-236) içinde. Routledge.

Pattanaik, S., Muduli, S. ve Ray, S. (2020). Inflation expectations of households: do they influence wage-price dynamics in India?. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 13:3, 244-263.

Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.

Rissman, E. R. (1995). Sectoral Wage Growth and Inflation. *Economic Perspective*, 19(4): 15-28.

Sari, R., Ewing, B. T., & Soytas, U. (2008). The relationship between disaggregate energy consumption and industrial production in the United States: An ARDL approach. *Energy Economics*, 30(5), 2302-2313.

Saunders, M. ve Denniss, R. (2022). *Wage price spiral or price wage spiral?*. The Australia Institute Research that matters.

Tayşir, N. K. (2018). Türkiye’de Fordist Üretim Krizinin Ortam Koşulları Bağlamında İncelenmesi. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 16(32), 47-66.