

Araştırma Makalesi / Research Article

TÜRKİYE'DE SENDİKA GÜCÜNÜN REEL ÜCRETLER ÜZERİNDEKİ UZUN DÖNEM ETKİSİ: SENDİKA YOĞUNLUĞU VE TOPLU PAZARLIK KAPSAMASININ KARŞILAŞTIRMALI ANALİZİ*

Sercan DERELİ¹ 

ÖZET

Sendikaların ücretler üzerindeki etkisi yalnızca üyeleriyle sınırlı kalmamakta; literatürde bu etki, sendikasıız işyerlerinin olası sendikalaşma riskine karşı ücretleri artırmasını ifade eden “tehdit etkisi” ve sendikal kazanımların sendikasıız kesimlere doğru yayılmasını ifade eden “yayılma etkisi” üzerinden açıklanmaktadır. Bu nedenle, sendika gücünün ücretler üzerindeki toplam etkisi doğrudan ve dolaylı kanalların birlikte değerlendirilmesini gerektirmektedir. Bu çalışma, Türkiye’de sendika gücünün reel ücretler üzerindeki uzun dönem etkisini farklı ölçüm yaklaşımları üzerinden karşılaştırmalı olarak incelemektedir. Elde edilen bulgular, sendikal göstergelerin reel ücretler üzerinde güçlü ve istikrarlı bir uzun dönem etkisi üretmediğine işaret etmektedir. Sendika gücünün kapsam üzerinden ölçüldüğü durumda anlamlı etki gözlenmezken, yoğunluk üzerinden ölçüldüğünde negatif yönlü ilişki ortaya çıkmaktadır. Negatif yönlü ilişki, sendika yoğunluğunun ücretler üzerindeki doğrudan etkisinden ziyade, reel ücretlerin baskılandığı dönemlerde çalışanların kolektif temsile yönelmesi ve sendikalaşma eğiliminin artması gibi ters yönlü dinamiklerle birlikte şekillenen bir ilişkiye işaret etmektedir. Ancak asgari ücret değişkeninin modelden çıkarıldığı alternatif spesifikasyonlarda, sendika göstergelerine ilişkin katsayıların bazı tahminlerde anlamlı hâle gelebildiği ve etkinin yön ve büyüklüğünün değişebildiği görülmektedir. Bu durum, sendika etkisinin tamamen ortadan kalkmadığını; asgari ücret mekanizması altında büyük ölçüde bastırılan ve koşullara duyarlı bir nitelik taşıdığını göstermektedir. Buna karşılık, ücret tabanı niteliğindeki asgari ücret değişkeni tüm modellerde güçlü ve istikrarlı bir belirleyici olarak öne çıkmaktadır. Ayrıca, bu değişkenin modelden çıkarılması durumunda üretkenlik göstergesinin anlamlı hâle gelmesi, ücret dinamiklerinde üretkenlik kanalının varlığını ortaya koymakta; ancak bu ilişkinin asgari ücret mekanizması tarafından gölgelenebildiğine işaret etmektedir. Bu bulgular birlikte değerlendirildiğinde, Türkiye’de ücret oluşum sürecinin sendika-merkezli bir yapıdan ziyade asgari ücret ve üretkenlik ekseninde şekillendiği sonucuna ulaşılmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Sendika Yayılma Etkisi, Sendikalaşma Tehdidi Etkisi, Reel Ücretler, Asgari Ücret, Verimlilik

JEL Sınıflandırması: J31, J51, J52

* Bu makale, “The Long-Run Effect of Union Power on Real Wages in Türkiye: A Comparative Analysis of Union Density and Collective Bargaining Coverage” adlı bildiri olarak 16-17 Şubat tarihleri arasında gerçekleştirilen “International Management, Economics and Business Congress” adlı kongrede sunulmuştur.

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Hacı Bayram Veli Üniversitesi, Ankara, Türkiye, sercan.dereli@hbv.edu.tr

Bu makaleye yapılacak atıf: Dereli, S. (2026). Türkiye’de sendika gücünün reel ücretler üzerindeki uzun dönem etkisi: sendika yoğunluğu ve toplu pazarlık kapsamının karşılaştırmalı analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 22(3), 1373-1399. <https://doi.org/10.17130/ijmeb.1921712>

THE LONG-RUN EFFECT OF UNION POWER ON REAL WAGES IN TÜRKİYE: A COMPARATIVE ANALYSIS OF UNION DENSITY AND COLLECTIVE BARGAINING COVERAGE

ABSTRACT

The impact of unions on wages extends beyond their members; in the literature, this effect is explained through the “threat effect,” whereby non-union firms raise wages to avoid unionization, and the “spillover effect,” whereby union gains spread to non-union workers. Therefore, the overall impact of union power on wages requires the joint consideration of both direct and indirect channels. This study examines the long-run effect of union power on real wages in Türkiye using alternative measurement approaches. The findings indicate that union indicators do not generate a strong and stable long-run effect on real wages. While no significant effect is observed when union power is measured through coverage, a negative relationship emerges when it is measured through density. This negative association reflects not a direct causal effect of unions on wages, but rather reverse dynamics in which workers turn to collective representation as real wages are pressured. However, when the minimum wage variable is excluded, union coefficients become significant in some specifications and their magnitude and direction change, suggesting that union effects are not absent but largely suppressed under the minimum wage mechanism and remain context-dependent. In contrast, the minimum wage consistently emerges as a strong and stable determinant. Moreover, once it is excluded, productivity becomes significant, indicating that its effect on wages exists but is overshadowed by minimum wage adjustments. Overall, the findings suggest that wage formation in Türkiye is shaped not by union-centered mechanisms, but by minimum wage policy and productivity dynamics.

Keywords: Union Spillover Effect, Union Threat Effect, Real Wages, Minimum Wage, Productivity

JEL Classification Codes: J31, J51, J52

EXTENDED SUMMARY

Research Questions & Purpose

This study examines the long-run effect of union power on real wages in Türkiye by comparing alternative measures of union strength. While the literature emphasizes that unions influence wages through both direct (collective bargaining) and indirect (threat and spillover) channels, empirical evidence for Türkiye remains limited and fragmented. The main research question is whether union power has a stable long-run impact on real wages and whether this effect depends on how union strength is measured. To address this, the study uses two indicators: union density (UNION) and collective bargaining coverage (CBC). It also evaluates whether union effects persist once the minimum wage—an increasingly dominant wage-setting mechanism—is included in the model. The study contributes by jointly analyzing alternative union indicators, explicitly incorporating minimum wage dynamics, and testing whether indirect union effects can be empirically observed in the Turkish case. Apart from the conventional literature.

Literature Review

The literature generally finds that unions increase wages and reduce inequality, but the magnitude of these effects varies across institutional contexts. While earlier studies report strong positive effects, more recent work suggests that the impact of unions has weakened due to globalization, labor market flexibilization, and declining unionization. Indirect union effects are also emphasized. The threat effect implies that non-union firms raise wages to avoid unionization, while the spillover effect suggests that union wage gains extend to non-union workers. However, these mechanisms are context-dependent. For Türkiye, empirical studies are limited and mostly focus on micro-level wage differences. Long-run macro-level analyses and studies explicitly addressing indirect effects remain scarce. This study addresses these gaps by comparing different union measures within a unified framework.

Methodology

The study uses annual time-series data for Türkiye covering 2000–2023. The dependent variable is the logarithm of real wages (LN_RW). Union power is measured using UNION and CBC. Control variables include unemployment (UNEMP), inflation (INF), productivity (LN_PROD), trade openness (OPEN), and real minimum wage (LN_MW). Following ADF and PP unit root tests, long-run relationships are examined using the Engle–Granger cointegration approach. Long-run coefficients are estimated using Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS), with Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) used for robustness. Structural changes are tested using the Quandt–Andrews approach, and dummy variables are included in alternative specifications. Models are also estimated without the minimum wage to evaluate its role.

Results and Conclusions

The findings show that union power does not generate a strong and stable long-run effect on real wages in Türkiye. When measured by collective bargaining coverage, no significant relationship is found. When measured by union density, a negative relationship emerges, but this result weakens once the minimum wage is excluded. This suggests that the negative coefficient reflects reverse dynamics rather than a causal wage-reducing effect of unions. Workers may turn to unionization during periods of wage pressure. The most robust finding is the dominant role of the minimum wage. It consistently appears as a strong determinant of real wages. When excluded, productivity becomes significant, indicating that productivity effects exist but are largely overshadowed by minimum wage dynamics. Overall, wage formation in Türkiye appears to be shaped primarily by minimum wage policy rather than union-based mechanisms. The absence of consistent union effects and weak evidence for indirect channels suggest that union influence is either limited or masked. From a policy perspective, this indicates a shift toward a minimum wage-centered wage-setting regime. While this may support wages in the short run, it risks weakening collective bargaining mechanisms and reducing institutional diversity.

1. Giriş

Ücretlerin nasıl belirlendiği, işgücü piyasalarının işleyişine ilişkin en temel tartışma alanlarından birini oluşturmaktadır. Reel ücretler yalnızca piyasa koşullarının mekanik bir sonucu olarak ortaya çıkmamakta; işgücü piyasasının kurumsal yapısı, toplu pazarlık süreçleri, makroekonomik dengeler ve kamu politikaları tarafından birlikte şekillendirilmektedir. Bu bağlamda sendikalar, işçilerin pazarlık gücünü artıran ve ücret oluşum sürecine doğrudan müdahil olan temel aktörlerden biri olarak öne çıkmaktadır. Ancak sendikaların ücretler üzerindeki etkisi, farklı dönemlerde ve farklı kurumsal bağlamlarda değişkenlik gösterebilmekte; özellikle küreselleşme, esnekleşme ve piyasa odaklı dönüşümlerle birlikte bu etkinin yönü ve gücü tartışmalı hâle gelmektedir.

Son yıllarda birçok ekonomide gözlenen eğilim, sendikalaşma oranlarının gerilemesi ve toplu pazarlık kapsamının daralması yönündedir. OECD ülkelerinde sendika yoğunluğu 1975'te ortalama %33 iken 2018'de %16'ya gerilemiş; toplu pazarlık kapsamı ise 1985'te %45 iken 2017'de %32'ye düşmüştür (OECD, 2019: 15). Bu dönüşüm, emek piyasasında güç dengelerinin sermaye lehine yeniden şekillenmesine yol açarken, ücret oluşum mekanizmalarının da daha parçalı ve piyasa merkezli bir yapıya evrilmesine neden olmuştur. Bununla birlikte, sendikaların gücü yalnızca üyelik oranlarıyla ölçülmemekte; toplu sözleşme kapsamı, kurumsal düzenlemeler ve pazarlık yapısı da bu gücün önemli bileşenleri olarak ön plana çıkmaktadır. Bu nedenle sendikaların reel ücretler üzerindeki etkisini analiz ederken, farklı sendika gücü göstergelerinin birlikte değerlendirilmesi önem kazanmaktadır.

Türkiye işgücü piyasası bu tartışmalar açısından özgün bir örnek sunmaktadır. 2000'li yıllar sonrasında yaşanan yapısal dönüşümler, bir yandan ekonomik büyüme ve dışa açıklık düzeyinde artışa işaret ederken, diğer yandan sendikalaşma oranlarının sınırlı kaldığı ve toplu pazarlık kapsamının daraldığı bir görünüm ortaya koymaktadır. Bu süreçte ücret oluşum mekanizmasının giderek daha fazla asgari ücret ekseninde şekillendiğini, dolayısıyla sendika gücünün ücretler üzerindeki etkisinin gölgelenebildiğini ileri sürmek mümkündür. Bu durum, sendika-ücret ilişkisini analiz ederken yalnızca sendikal göstergelere odaklanmanın yeterli olmayabileceğini; asgari ücret başta olmak üzere diğer kurumsal ve makroekonomik değişkenlerin de dikkate alınması gerektiğini göstermektedir.

Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye'de sendika gücünün reel ücretler üzerindeki uzun dönem etkisini ampirik olarak incelemektir. Bu doğrultuda sendika gücü; sendika yoğunluğu ve toplu pazarlık kapsamını yansıtan iki farklı gösterge üzerinden ele alınmakta; işsizlik, enflasyon, emek verimliliği, dışa açıklık ve asgari ücret gibi temel makroekonomik ve kurumsal değişkenler ile kontrol edilmektedir. Bu yaklaşım, sendika etkisinin diğer belirleyicilerden ayrıştırılmasına imkân tanımaktadır. Ayrıca sendika-ücret ilişkisinin zaman içinde sabit olmadığı varsayımından hareketle yapısal kırılmalar ve dönemsel farklılaşmalar da analize dâhil edilmektedir. Böylece çalışma, yalnızca ortalama ilişkiyi değil, bu ilişkinin dinamik yapısını da ortaya koymayı hedeflemektedir. Bu çerçevede çalışma, sendika gücünü farklı ölçümler üzerinden ele alması, asgari ücretin rolünü açık biçimde test etmesi ve uzun dönemli ekonometrik yöntemler ile yapısal kırılma analizlerini birlikte kullanması bakımından literatüre katkı sunmaktadır. Çalışma şu şekilde organize edilmiştir: ikinci bölümde kuramsal çerçeve, üçüncü bölümde literatür taraması, dördüncü bölümde veri seti, değişkenler ve yöntem, beşinci bölümde bulgular ve son bölümde sonuç yer almaktadır.

2. Kuramsal Çerçeve: Sendika Gücü ve Ücret Belirleme Mekanizması

Ücretlerin belirlenmesi, klasik iktisat yaklaşımında emek arzı ile emek talebinin kesişimi sonucunda oluşan bir denge süreci olarak ele alınmaktadır. Bu çerçevede ücretler, emek faktörünün marjinal verimliliğine eşitlenmekte ve piyasa mekanizması tarafından belirlenmektedir. Ancak bu yaklaşım, gerçek işgücü piyasalarının kurumsal ve yapısal özelliklerini büyük ölçüde göz ardı etmektedir. Modern işgücü piyasalarında ücret oluşumu; toplu pazarlık süreçleri, sendikal örgütlenme, işsizlik düzeyi ve kamu müdahalesi gibi faktörlerin birlikte etkilediği çok boyutlu bir süreçtir (Freeman & Medoff, 1984: 8; Boeri & van Ours, 2008: 11-24).

Ücretlerin belirlenmesi sürecinde sendikalar, işçilerin pazarlık gücünü artıran ve ücret oluşumuna doğrudan müdahil olan temel kurumsal aktörlerin başında gelmektedir. Sendikaların ücretler üzerindeki etkisi birden fazla kanal üzerinden gerçekleşmektedir. Bu durum, sendika etkisinin tek bir mekanizmayla açıklanamayacağını ve farklı etkilerin birlikte gözlemlendiğini göstermektedir (Lewis, 1983: 5). İlk olarak, toplu pazarlık mekanizması aracılığıyla sendikalar, üyeleri adına daha yüksek ücret ve daha iyi çalışma koşulları talep ederek doğrudan ücret seviyesini yükseltebilmektedir (Freeman & Medoff, 1984: 5-8). Bu bağlamda sendikalı çalışanlar, piyasadaki kriz dönemlerinde düşük ücret riskine karşı sendikasız çalışanlara kıyasla daha korunaklı olmaktadır (Blanchflower & Bryson, 2003: 28). İkinci olarak, sendikalaşmanın yaygın olduğu sektörlerde sendikasız firmalar potansiyel örgütlenme riskini azaltmak amacıyla çalışanlarının ücretlerini artırabilmekte; bu durum literatürde “tehdit etkisi” olarak tanımlanmaktadır. Nitekim sendikalaşma tehdidinin sendikasız sektörlerde ücretleri yükseltebildiği ve sendikalı sektörlerdeki ücret artışlarının dolaylı etkiler yoluyla diğer firmalara da yansıyabildiği, bu bağlamda söz konusu dolaylı yansımaların aynı zamanda “yayıma etkisi” olarak değerlendirildiği belirtilmektedir (Rosen, 1969: 185; Farber, 2005: 335-336). Bu çerçevede, sendikalı ve sendikasız ücretler arasındaki farkın gelecekteki örgütlenme riskini artırarak sendikasız sektör ücretlerini doğrudan etkileyebildiği de açıkça ortaya konmaktadır (Ashenfelter, Johnson & Pencavel, 1972: 30). Bu iki mekanizma sıklıkla birlikte gözlemlense de tehdit etkisi sendikasız işverenlerin potansiyel sendikalaşma riskine karşı geliştirdiği stratejik bir davranışı ifade ederken; yayılma etkisi sendikal kazanımların kurumsal ve piyasa kanalları aracılığıyla daha geniş işgücü piyasasına yansımaları ifade etmektedir.

Üçüncü olarak yayılma etkisi bağlamında sendikalı işyerlerinde belirlenen ücretlerin toplu pazarlık kapsamı aracılığıyla sendika dışı çalışanlara da yansımaları söz konusu olabilmekte; bu durum ücret oluşumunda kurumsal ve normatif bir etki mekanizmasına işaret etmektedir (Western & Rosenfeld, 2011: 513-514). Nitekim sendikaların belirledikleri ücret düzeylerinin sendikasız sektörde oluşan ücretler üzerinde doğrudan etkili olduğu ve sendikaların bu etkiyi dikkate alarak ücret belirledikleri ortaya konmaktadır (Lazear, 1983: 631). Sendikaların ücret yapısı ve dağılımı üzerindeki etkilerini inceleyen çalışmalar, sendikaların özellikle düşük vasıflı işçilerin ücretlerini daha fazla artırarak ücret eşitsizliğini azaltan ve bu kesimi koruyan bir yapı sunduğunu ve bu tür kurumsal etkilerin işgücü piyasasının genelinde hissedilebildiğini göstermektedir (Card, 1996: 976-978). Bununla birlikte, sendikal ücret artışlarının sendikasız sektör üzerindeki etkisi yalnızca kurumsal norm oluşumu ile sınırlı olmayıp, örgütlenme tehdidi ve talep kayması gibi piyasa mekanizmaları aracılığıyla da ortaya çıkabilmektedir. Özellikle sendika kapsamındaki genişlemenin örgütlenme tehdidi yoluyla sendikasız işyerlerinde ücret artışlarını

tetikleyebileceği ve sendikal maliyet artışlarının talebi sendikasız firmalara yönlendirerek bu etkiyi güçlendirebileceği gösterilmektedir (Freeman & Medoff, 1981: 561-565).

Sendika gücünün ölçülmesi, tehdit ve yayılma etkisinin ampirik olarak analiz edilmesinde kritik bir öneme sahiptir. Ancak sendika gücüne ilişkin göstergelerin ölçümünde veri kaynaklarına, tanımlara ve kapsama ilişkin farklılıklar önemli sorunlara neden olabilmektedir. İlgili farklılıklardan dolayı ülkeler arası kıyasın zorlaştırdığı da vurgulanmaktadır (Chang & Sorrentino, 1991: 46). Literatürde sendika gücünün ölçülmesinde en yaygın kullanılan gösterge sendika yoğunluğu olmakla birlikte, bu ölçüm sendikaların ücret belirleme sürecindeki gerçek etkisini tam olarak yansıtmayabilmektedir. Özellikle toplu pazarlık kapsamının geniş olduğu ekonomilerde, sendika üyesi olmayan çalışanlar da toplu sözleşmelerden faydalanabilmekte ve bu durum sendika gücünün yalnızca üyelik oranlarıyla ölçülmesini yetersiz kılmaktadır (OECD, 2021: 19-22; OECD, 2019: 44-45).

Bu bağlamda, sendikaların ücretlerin belirlenmesi sürecindeki etkisinin nasıl ölçüleceği önemli bir soru olarak ön plana çıkmaktadır: öncelikle sendika gücünün ölçümünde kullanılan göstergeler arasında önemli bir ayırım yapılması gerekmektedir. Sendika gücü göstergesi olarak sendika yoğunluğu, yalnızca sendika üyeliğini yansıtırken; toplu pazarlık kapsamı, sendika üyesi olmasa dahi toplu sözleşmeler tarafından belirlenen ücret ve çalışma koşullarına tabi olan daha geniş bir işçi kitlesini kapsamaktadır. Nitekim bir işçinin sendika üyesi olmaksızın toplu pazarlık sözleşmesi kapsamında yer alabileceği ve kapsama ile üyeliğin birebir örtüşmediği açıkça vurgulanmaktadır (Lewis, 1986: 109). Bu durum, toplu pazarlık kapsamının ücret oluşum sürecini daha doğrudan yansıtan bir gösterge olduğunu, buna karşılık sendika yoğunluğunun örgütsel güç ve mobilizasyon kapasitesini temsil ettiğini göstermektedir. Ayrıca, toplu pazarlık yapısının merkezileşme derecesine bağlı olarak kapsama oranlarının önemli ölçüde değişebildiği de ortaya konmaktadır (Visser, 2019: 53).

Öte yandan ücret oluşum süreci yalnızca sendikal faktörlerle sınırlı kalmamakta; makroekonomik koşullar ve kurumsal düzenlemeler de bu süreci önemli ölçüde etkilemektedir. Yüksek işsizlik oranı, işçilerin pazarlık gücünü doğrudan etkileyerek ücretler üzerinde aşağı yönlü baskı oluşturabilmektedir (Blanchard & Katz, 1999: 69-70). Enflasyon, nominal ücret artışlarının reel değerini aşındırarak ücret dinamiklerini şekillendirirken, emek verimliliği artışları uzun dönemde ücretlerin temel belirleyicilerinden biri olarak öne çıkmaktadır (Akerlof, Dickens & Perry, 1996: 2-6; Boeri & van Ours, 2008: 133, 164). Bunun yanı sıra dışa açıklık düzeyi, küresel rekabet baskısı üzerinden ücret oluşumunu etkileyebilmekte; özellikle emek yoğun sektörlerde ücretler üzerinde aşağı yönlü baskı yaratabilmektedir (Rodrik, 1997: 18-24). Bunlara ek olarak Türkiye gibi gelişmekte olan ekonomilerde ücret belirleme sürecinde asgari ücretin rolü giderek daha belirgin hâle gelmektedir. Asgari ücret, yalnızca en düşük ücret seviyesini belirleyen bir politika aracı olmaktan çıkmakta; aynı zamanda genel ücret yapısı üzerinde referans noktası oluşturarak ücret dağılımını etkileyen merkezi bir mekanizma hâline gelmektedir. Bu durum, sendikaların ücretler üzerindeki etkisinin asgari ücret politikalarıyla etkileşim içinde değerlendirilmesini gerekli kılmaktadır. Dolayısıyla sendika-ücret ilişkisini analiz eden ampirik çalışmaların, bu kurumsal etkileşimi dikkate alması kritik önem taşımaktadır. Bu doğrultuda, çalışmada sendika yoğunluğu ve toplu pazarlık kapsamının yanı sıra işsizlik, enflasyon, emek verimliliği ve dışa açıklık değişkenleri birlikte ele alınarak model spesifikasyonu oluşturulmuş; ayrıca asgari ücretin etkisini daha açık biçimde ortaya koyabilmek amacıyla reel asgari ücretin dâhil edildiği ve edilmediği alternatif modeller kurgulanmıştır.

3. Literatür Taraması

Sendikaların ücretler üzerindeki etkisi, çalışma ekonomisi literatüründe uzun süredir tartışılan ve kapsamlı bir ampirik birikime sahip olan temel araştırma alanlarından birini oluşturmaktadır. Erken dönem çalışmalardan itibaren sendikaların toplu pazarlık mekanizması aracılığıyla üyeleri adına daha yüksek ücretler elde ettiği ve bu yolla ücret belirleme sürecine doğrudan müdahil olduğu yönünde güçlü bulgular ortaya konmuştur (Freeman & Medoff, 1984: 3-4). Bu çerçevede sendikalar, bireysel pazarlık ilişkilerini kolektif bir yapıya dönüştürerek işçilerin pazarlık gücünü artıran temel kurumsal aktörler olarak değerlendirilmektedir. Buna karşın, literatürde sendika-ücret ilişkisine ilişkin bulguların tek yönlü olmadığı; pozitif, zayıf/ anlamsız ve karmaşık sonuçların birlikte ortaya çıktığı görülmektedir.

Literatürdeki ilk grup çalışma, sendikaların ücretler üzerinde pozitif etkiler ürettiğini göstermektedir. Bu yaklaşım, sendikalaşmanın ücret seviyesini artırdığı yönündeki bulgularla desteklenmektedir. Sendikaların toplu pazarlık mekanizması aracılığıyla çalışanların pazarlık gücünü artırdığı ve ücret düzeylerini yukarı çektiği klasik literatürde güçlü biçimde vurgulanmaktadır (Freeman & Medoff, 1984: 3-4). Sendikaların ücretler üzerindeki etkisi yalnızca ortalama ücret düzeyi ile sınırlı olmayıp, aynı zamanda gelir dağılımı ve ücret eşitsizliği üzerinden de analiz edilmektedir. Bu literatür, sendikaların özellikle düşük ve orta gelir gruplarındaki işçilerin ücretlerini daha güçlü biçimde artırarak ücret dağılımını sıkıştırdığını ve eşitsizliği azaltıcı bir rol oynadığını göstermektedir (Card, 1996: 957; Card, Lemieux, & Riddell, 2018: 7). Benzer şekilde, toplu pazarlık süreçlerinin merkezileştiği ekonomilerde ücret dağılımının daha eşit hale geldiği ve kurumsal pazarlık yapılarının eşitsizliği azaltıcı etkiler ürettiği ortaya konmaktadır (Wallerstein, 1999: 650; Gautié & Schmitt, 2010: xviii). Buna karşılık sendikalaşma oranlarındaki düşüşün, özellikle gelişmiş ekonomilerde ücret eşitsizliğindeki artışla yakından ilişkili olduğu ve sendikaların zayıflamasının gelir dağılımını olumsuz etkilediği yönünde güçlü bulgular bulunmaktadır (Western & Rosenfeld, 2011: 513; Jaumotte & Osorio Buitron, 2015: 4). ABD üzerine yapılan ampirik çalışmalar da bu eğilimi desteklemekte; sendikaların gerilemesi ve asgari ücretin reel değerindeki düşüşün ücret eşitsizliğindeki artışın önemli bir bölümünü açıkladığını ortaya koymaktadır (Kristal & Cohen, 2017: 187; DiNardo, Fortin & Lemieux, 1996: 1001). Türkiye bağlamında ise Duman ve Duman (2016), sendika üyeliğinin kamu ve özel sektördeki ücretler üzerindeki etkisini inceleyerek sendikalı-sendikasıız ücret farklılıklarına ilişkin ampirik kanıt sunmaktadır.

Bununla birlikte, ikinci grup çalışma sendika etkisinin her zaman güçlü ve istikrarlı olmadığını göstermektedir. Literatürde sendikalaşmanın ücretler üzerindeki etkisinin tüm işgücü piyasasında homojen olmadığı; farklı sektörler, beceri grupları ve kurumsal yapılarda değişkenlik gösterdiği vurgulanmaktadır. Nitekim daha yakın dönem verileri kullanan bazı çalışmalar, sendikalaşmanın ücretler üzerindeki etkisinin sınırlı olabileceğini ve hatta istatistiksel olarak sıfıra yakın sonuçlar üretebildiğini ortaya koymaktadır (DiNardo & Lee, 2004: 1386). Benzer şekilde, küreselleşme, teknolojik dönüşüm ve esnekleşme süreçlerinin sendikaların pazarlık gücünü zayıflattığı ve bu durumun sendika ücret artışını sınırladığı yönünde bulgular bulunmaktadır (Bryson, 2014: 5-6). Bu çerçevede sendika etkisinin mutlak ve değişmez bir ilişki üretmediği; ekonomik koşullara, kurumsal yapılara ve analiz edilen döneme bağlı olarak farklılaşabildiği anlaşılmaktadır.

Üçüncü grup çalışma ise sendika etkisinin karmaşık, koşullu ve bazı durumlarda olumsuz sonuçlar üretebilen bir yapı sergilediğini ortaya koymaktadır. Firmaların, sendikaların pazarlık gücüne karşı stratejik davranarak finansal yapılarını değiştirebildiği ve bu kapsamda borçlanma düzeylerini artırarak ücret taleplerini sınırlamaya çalıştıkları belirtilmektedir (Matsa, 2010: 1206). Benzer şekilde, maliyet baskılarına uyum sağlamak amacıyla üretim süreçlerinin yeniden örgütlenmesi ve düşük ücretli işlerin dış kaynak kullanımı yoluyla firma dışına kaydırılması gibi stratejilerin ücretler üzerinde aşağı yönlü etkilere neden olabildiği ortaya konmaktadır (OECD, 2021: 233). Özellikle ithalat rekabetinin yoğun olduğu sektörlerde düşük ücretli işçilerin kazançlarının daha güçlü biçimde gerilediği de ampirik olarak gösterilmiştir (Autor, Dorn, & Hanson, 2021: 383). Bununla birlikte, sendikaların yalnızca ücret düzeyi değil, aynı zamanda istihdam ve iş güvencesi üzerindeki etkileri de literatürde tartışılmaktadır. Ampirik bulgular, sendikalı çalışanların ekonomik şoklara karşı daha korunaklı olduğunu ve istihdam kayıplarının sendikasız çalışanlara kıyasla daha sınırlı kaldığını göstermektedir (Lemieux vd., 2020: 61). Buna karşılık bazı çalışmalar, sendikalaşmanın maliyet kanalı üzerinden istihdam ve büyüme üzerinde olumsuz etkiler yaratabileceğini de ortaya koymaktadır (Çetintaş, Şenkal & Başel, 2008). Bu bulgular, sendika etkisinin tek yönlü değil, firma davranışları, maliyet baskıları, istihdam dinamikleri ve kurumsal yapı ile birlikte şekillenen çok boyutlu bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Sendika etkisinin önemli bir boyutu da dolaylı etki mekanizmaları üzerinden açıklanmaktadır. Bu bağlamda literatürde öne çıkan “tehdit etkisi”, sendikasız firmaların potansiyel örgütlenme riskini azaltmak amacıyla ücretleri artırabildiğini göstermektedir (Rosen, 1969: 195-196; Ashenfelter, Johnson, & Pencavel, 1972: 30; Farber, 2005). Sendikalı sektörlerde oluşan ücret artışlarının talep kayması veya rekabet baskısı yoluyla sendikasız sektörlerde de yansiyabildiği ifade edilmektedir (Freeman & Medoff, 1981: 561). Ayrıca sendikaların yalnızca ücretleri artırıcı değil, aynı zamanda olumsuz ekonomik koşullarda ücretlerin düşmesini sınırlayıcı bir rol oynadığı ve sendikalı işçilerin ücret azaltma girişimlerine karşı daha güçlü bir direnç sergilediği de ortaya konmaktadır (Blanchflower & Bryson, 2003: 28). Bu bulgular, sendika etkisinin yalnızca üyelerle sınırlı bir ücret artışı olarak değil, daha geniş bir işgücü piyasası dinamiği olarak ele alınması gerektiğini göstermektedir. Bununla birlikte, sendika dışı kurumsal düzenlemelerin ücret düzeyini iyileştirme konusunda sınırlı kaldığı ve düşük ücret sorununu çözmekte yetersiz olabildiği de vurgulanmaktadır (Yu, 2008: 514).

Literatürde ayrıca sendikaların ücret yapısı üzerindeki etkisinin kurumsal ve normatif kanallar üzerinden de gerçekleştiği vurgulanmaktadır. Sendikalı işyerlerinde belirlenen ücret normlarının zaman içinde sendikasız sektörlerde de yayıldığı ve bu durumun genel ücret yapısını etkilediği ifade edilmektedir (Western & Rosenfeld, 2011: 532-533). Bu bağlamda sendikalar, yalnızca pazarlık gücünü artıran örgütler değil, aynı zamanda işgücü piyasasında ücret normlarını belirleyen kurumsal yapılar olarak değerlendirilmektedir. Dolayısıyla tehdit ve yayılma etkileri, sendika-ücret ilişkisinin yalnızca doğrudan üyelik etkisiyle açıklanamayacağını; sendikaların ücret oluşumunu daha geniş kurumsal ve piyasa kanalları üzerinden etkileyebileceğini göstermektedir.

Sendika-ücret ilişkisinin ampirik analizinde karşılaşılan temel sorunlardan biri, sendika gücünün nasıl ölçüleceği meselesidir. Literatürde en yaygın kullanılan gösterge sendika yoğunluğu olmakla birlikte, bu ölçümün sendikaların ücret belirleme sürecindeki etkisini ne

ölçüde yansıttığı tartışmalıdır. Özellikle toplu pazarlık kapsamının geniş olduğu ekonomilerde, sendika üyesi olmayan çalışanların da toplu sözleşmelerden faydalanabilmesi, üyelik oranlarına dayalı ölçümlerin sınırlılıklarını ortaya koymaktadır (OECD, 2019: 45). Bununla birlikte, ölçüm sorunları yalnızca üyelik oranlarının temsil gücüyle sınırlı değildir. Veri kaynakları ve ölçüm yöntemlerindeki farklılıkların da sendika yoğunluğu göstergelerinde sapmalara yol açabildiği ve bu nedenle ölçüm sorunlarının dikkatle ele alınması gerektiği vurgulanmaktadır (Chang & Sorrentino, 1991: 47). Nitekim toplu pazarlık kapsamı ile sendika üyeliğinin birebir örtüşmediği ve kapsama oranlarının kurumsal yapıdan önemli ölçüde etkilendiği bulguları da bu tartışmayı desteklemektedir (Lewis, 1986: 2; Visser, 2019: 49–57). Avrupa ülkeleri üzerine yapılan çalışmalar da toplu pazarlık sisteminin merkezileşme derecesi ve kurumsal düzenlemelerin sendika etkisini belirleyen temel unsurlar olduğunu göstermektedir (Addison, Teixeira, & Zwick, 2010). Bu çerçevede, sendika gücünün farklı boyutlarının ampirik analizlerde birlikte değerlendirilmesi gerekliliği öne çıkmaktadır.

Son dönem literatürde ise sendikaların rolü, özellikle dijitalleşme, enflasyon ve yapısal dönüşümler bağlamında yeniden tartışılmaktadır. OECD (2023) ve ILO (2022) raporları, ilgili dönüşümlerin sendikaların ücret belirleme sürecindeki rolünü yeniden şekillendirdiğini ve sendika etkisinin makroekonomik koşullar ile kurumsal yapıların etkileşimi içinde belirlendiğini vurgulamaktadır. Bu çerçevede genel literatür, sendika-ücret ilişkisinin yönü ve büyüklüğü konusunda tek tip bir sonuç sunmamaktadır. Bir yandan sendikaların ücretleri artırdığı, ücret eşitsizliğini azalttığı ve ücret normlarını yaydığı yönünde bulgular bulunurken; diğer yandan sendika etkisinin bazı dönem ve sektörlerde zayıflayabildiği, istatistiksel olarak anlamsızlaşabildiği veya firma tepkileri ve maliyet kanalları üzerinden daha karmaşık sonuçlar üretebildiği görülmektedir.

Türkiye üzerine yapılan çalışmaların ise sınırlı olduğu görülmekte; mevcut literatürün daha çok asgari ücret ve genel işgücü piyasası dinamikleri üzerine yoğunlaştığı dikkat çekmektedir (Gürçihan Yüncüler & Yüncüler, 2016). Bu durum, sendika-ücret ilişkisinin Türkiye bağlamında görece daha az incelendiğini göstermektedir. Bununla birlikte, sınırlı sayıdaki ampirik çalışmaların büyük ölçüde sendika üyeliğinin ücretler üzerindeki doğrudan etkisine odaklandığı ve bu çalışmaların ağırlıklı olarak sendikalı-sendikasız ücret farkını inceleyen mikro düzey analizlerden oluştuğu görülmektedir (Duman & Duman, 2016; Yılmaz & Şan, 2017).

Sendikaların dolaylı etkilerini oluşturan yayılma ve tehdit mekanizmalarının Türkiye bağlamında ampirik olarak ele alındığı çalışmalar oldukça sınırlıdır. Dolayısıyla mevcut literatür, sendika gücünü çoğunlukla tek bir gösterge üzerinden ele almakta ve uzun dönemli ilişkileri yeterince ortaya koyamamaktadır. Bu çalışma ise sendika gücünü farklı göstergeler üzerinden analiz ederek ve uzun dönem dinamikleri dikkate alarak, sendika gücünün dolaylı etkilerine odaklanmakta ve bu yönüyle mevcut literatüre katkı sunmaktadır.

4. Yöntem

Bu bölümde, Türkiye’de 2000-2023 döneminde sendika gücünün reel ücretler üzerindeki uzun dönem etkisini incelemek üzere izlenen ekonometrik strateji sunulmaktadır. Analiz, yıllık veriler kullanılarak iki temel model çerçevesinde gerçekleştirilmekte; sendika gücü bu modellerde toplu pazarlık kapsamı ve sendika yoğunluğu göstergeleriyle ölçülmektedir. Ayrıca, asgari ücretin etkisini değerlendirebilmek amacıyla her iki model, reel asgari ücretin dâhil

edildiği ve edilmediği alternatif spesifikasyonlar üzerinden karşılaştırılmaktadır. Serilerin durağanlık özellikleri Augmented Dickey-Fuller (ADF, Genişletilmiş Dickey-Fuller) ve Phillips-Perron (PP) testleri ile değerlendirildikten sonra, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki artık temelli eşbütünleşme yaklaşımı ile sınanmakta; uzun dönem katsayılar ana tahmin yöntemi olarak benimsenen Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS, Dinamik En Küçük Kareler) ile elde edilmekte ve sonuçların sağlamlığı Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS, Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler) tahmincisi ile kontrol edilmektedir. Ayrıca, olası rejim değişimlerini dikkate almak amacıyla 2004 ve 2018 yıllarına ilişkin kırılma kuklaları ve seçili etkileşim terimleri, örneklem büyüklüğünün sınırlılığı gözönüne alınarak yalın bir spesifikasyon çerçevesinde modele dâhil edilmektedir.

4.1. Araştırma Tasarımı ve Veri Yapısı

Çalışma, Türkiye’de sendika gücünün reel ücretler üzerindeki uzun dönem etkisini yıllık zaman serisi verileriyle inceleyen nicel bir araştırma tasarımına dayanmaktadır. Analiz dönemi 2000-2023 olup toplam 24 gözlem içermektedir. Veri setinde 1998-1999 yıllarına ait gözlemler bulunmakla birlikte, DOLS tahmininde kullanılan lead-lag yapısının (öncül ve gecikmeli terimler) küçük örneklem koşullarında gözlem sayısını hızla azaltması nedeniyle çekirdek tahminler 2000 sonrası döneme odaklanmaktadır. FMOLS tahminlerinde ise yöntemsel ayarlamalar nedeniyle başlangıç yılı bazı spesifikasyonlarda 1999’a genişleyebilmekte ve gözlem sayısı sınırlı ölçüde artabilmektedir. Bu nedenle çalışmada karşılaştırılabilirlik esas alınarak temel bulgular ortak örneklem aralığı olan 2000-2023 dönemi üzerinden raporlanmaktadır.

Bağımlı değişken, reel ücretin logu (LN_RW) olarak tanımlanmaktadır. Reel ücret serisi, nominal ücret değişkeninin tüketici fiyat endeksi (CPI, 2010=100; Consumer Price Index) kullanılarak fiyat etkisinden arındırılmasıyla elde edilmiş ve logaritmik dönüşüm uygulanarak oluşturulmuştur. Sendika gücü, toplu pazarlık kapsamı (CBC) ve sendika yoğunluğu (UNION) olmak üzere iki farklı gösterge ile ölçülmektedir. Toplu pazarlık kapsamı, toplu iş sözleşmelerinden yararlanan çalışanların toplam istihdam içindeki oranını ifade ederken; sendika yoğunluğu, sendika üyesi çalışanların toplam çalışan sayısına oranını göstermektedir. Bu iki gösterge, sendikaların işgücü piyasasındaki temsil gücünü ve ücret belirleme süreci üzerindeki etkilerini değerlendirmede yaygın olarak kullanılan temel ölçütlerdir. Kontrol değişkenleri, uzun dönem ücret dinamiklerini çok boyutlu bir çerçevede yakalayacak şekilde belirlenmiştir. Bu kapsamda işgücü piyasası koşullarını temsil eden işsizlik oranı (UNEMP), fiyat düzeyi dinamiklerini yansıtan enflasyon oranı (INF), verimlilik göstergesi olarak çalışan başına reel GSYH’nin logu (LN_PROD), dış rekabet baskısını temsil eden dışa açıklık oranı (OPEN) ve ücret tabanını temsil eden reel asgari ücretin logu (LN_MW) modele dâhil edilmiştir. Reel asgari ücret serisi, nominal asgari ücretin CPI ile düzeltilmesi ve logaritmik dönüşüm uygulanmasıyla elde edilmiştir.

Örneklemin sınırlı olması, modele eklenen parametre sayısının dikkatli biçimde sınırlandırılmasını gerekli kılmaktadır. Bu nedenle yapısal kırılma kuklaları ve etkileşim terimleri yalnızca gerekli görülen durumlarda ve yalın bir spesifikasyon çerçevesinde modele dâhil edilmekte; temel değerlendirme, uzun dönem katsayıların çalışmanın ana tahmin yöntemi olan DOLS ile elde edilen bulgular üzerinden yürütülmekte ve bu bulgular FMOLS tahminleri ile sağlamlık kontrolü amacıyla değerlendirilmektedir. Bu yaklaşım, küçük örneklem

koşullarında modelin aşırı genişletilmesinden kaynaklanabilecek sorunları sınırlarken, elde edilen bulguların yöntemler arası tutarlılığını değerlendirmeye imkân tanımaktadır.

4.2. Model Spesifikasyonu ve Değişkenlerin Oluşturulması

Analiz, sendika gücünün reel ücretler üzerindeki uzun dönem etkisini incelemek üzere iki paralel uzun dönem denklem üzerinden kurgulanmaktadır. Bu yaklaşım, sendika gücünü farklı biçimlerde ölçen göstergelerin aynı çekirdek kontrol seti altında karşılaştırılmasına imkân tanımaktadır. Her iki modelde de bağımlı değişken reel ücret olup, açıklayıcı değişken seti sendika gücü göstergesi ile makroekonomik kontrol değişkenlerinden oluşmaktadır.

İlk modelde sendika gücü toplu pazarlık kapsamı (CBC) ile temsil edilmekte, ikinci modelde ise sendika yoğunluğu (UNION) kullanılmaktadır. Her iki modelin çekirdek kontrol seti; işgücü piyasası koşullarını temsil eden işsizlik oranı (UNEMP), fiyat düzeyi dinamiklerini yansıtan enflasyon oranı (INF), verimlilik göstergesi olarak çalışan başına reel GSYH'nin logu (LN_PROD), dış rekabet baskısını temsil eden dışa açıklık oranı (OPEN) ve ücret tabanını temsil eden reel asgari ücretin logu (LN_MW) değişkenlerinden oluşmaktadır. Bu kurgu, sendika gücünün reel ücretler üzerindeki uzun dönem etkisinin, temel makroekonomik ve kurumsal belirleyiciler sabit tutulduğunda değerlendirilmesine olanak tanımaktadır.

Bu çerçevede kurulan temel uzun dönem model denklemleri aşağıdaki gibidir:

CBC Modeli:

$$LN_{RW_t} = c + \beta_1 CBC_t + \beta_2 UNEMP_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 LN_{PROD_t} + \beta_5 OPEN_t + \beta_6 LN_{MW_t} + u_t \quad (1)$$

UNION Modeli:

$$LN_{RW_t} = c + \beta_1 UNION_t + \beta_2 UNEMP_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 LN_{PROD_t} + \beta_5 OPEN_t + \beta_6 LN_{MW_t} + u_t \quad (2)$$

Burada c sabit terimi u_t ise hata terimini göstermektedir. Her iki denklemin aynı örneklem aralığı, aynı kontrol seti ve aynı deterministik yapı altında tahmin edilmesi, CBC ve UNION göstergelerinin reel ücretler üzerindeki uzun dönem etkilerinin doğrudan karşılaştırılmasına imkân tanımaktadır.

Bununla birlikte, Türkiye'de ortalama reel ücret ile reel asgari ücret arasındaki güçlü birlikte hareket dikkate alınarak, LN_MW değişkeninin sendika katsayıları üzerindeki etkisini sınamak amacıyla alternatif sağlamlık spesifikasyonları da tahmin edilmektedir. Bu alternatif modellerde LN_MW kontrol setinden çıkarılmakta ve diğer tüm model özellikleri sabit tutulmaktadır. Böylece asgari ücret kanalının dışarıda bırakıldığı durumda sendika değişkenlerinin uzun dönem katsayılarının nasıl farklılaştığı değerlendirilebilmektedir.

Alternatif model denklemleri aşağıdaki gibidir:

CBC Modeli

$$LN_{RW_t} = c + \beta_1 CBC_t + \beta_2 UNEMP_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 LN_{PROD_t} + \beta_5 OPEN_t + u_t \quad (3)$$

UNION Modeli:

$$LN_{RW_t} = c + \beta_1 UNION_t + \beta_2 UNEMP_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 LN_{PROD_t} + \beta_5 OPEN_t + u_t \quad (4)$$

Bu denklem setleri birlikte değerlendirildiğinde, sendika gücünün reel ücretler üzerindeki etkisi hem farklı ölçüm yaklaşımları hem de asgari ücret kontrolünün modele dâhil edilip edilmemesi açısından karşılaştırmalı olarak analiz edilebilmektedir. Bu sayede, sendika etkisinin asgari ücret politikasından arındırılmış ve arındırılmamış hâlleri doğrudan karşılaştırılabilmektedir. Ayrıca, olası rejim değişimlerini sınamak üzere 2004 ve 2018 yıllarına ilişkin kırılma kuklaları ile seçili etkileşim terimleri yalnızca sağlamlık analizleri kapsamında ve örneklem büyüklüğü gözetilerek yalın bir biçimde modele dâhil edilmekte ve temel bulguların bu tür dönemsel kırılmalara duyarlılığı ayrıca değerlendirilmektedir.

4.3. Durağanlık Analizi: Birim Kök Testleri

Uzun dönem ilişki tahminine geçmeden önce serilerin bütünlüşme dereceleri belirlenmiştir. Bu amaçla ADF ve PP birim kök testleri uygulanmış; sonuçlar sabit terimli spesifikasyon altında raporlanmıştır. ADF testinde gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri'ne (Schwarz Information Criterion, SIC) göre otomatik olarak belirlenmiş ve küçük örneklem koşulları dikkate alınarak azami gecikme 2 ile sınırlandırılmıştır. Test bulguları genel olarak serilerin düzeyde durağan olmadığını, buna karşılık birinci farkları alındığında durağanlaştığını göstermektedir. Dolayısıyla çalışmada kullanılan değişkenler $I(1)$ bütünlüşme derecesine sahiptir ve $I(2)$ düzeyinde bütünlüşük bir seri bulunmamaktadır.

ADF ve PP sonuçları büyük ölçüde uyumlu olmakla birlikte, UNION değişkeni düzeyde iki test arasında tam örtüşmeyen bir görünüm sergilemektedir: PP testinde düzeyde durağanlık lehine bulgu varken, ADF testinde düzey durağanlığı desteklenmemektedir. Bu nedenle analizde temkinli bir yaklaşım benimsenmiş ve UNION değişkeni, birinci farkta durağanlık göstermesi de dikkate alınarak uygulamada $I(1)$ olarak değerlendirilmiştir. Benzer şekilde, UNEMP değişkeni de düzeyde sınırda bulgular vermekle birlikte birinci farkta açık biçimde durağanlaştığından $I(1)$ olarak ele alınmıştır. Elde edilen bu bulgular, değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin eşbütünlüşme çerçevesinde analiz edilmesini metodolojik olarak desteklemekte ve DOLS ile FMOLS tahmincilerinin kullanımını gerekçelendirmektedir.

Tablo 1: ADF ve PP Birim Kök Testleri Sonuçları (Sabitli)

Değişken	ADF (Düzey, C)	PP (Düzey, C)	ADF (1. fark, C)	PP (1. fark, C)	Bütünlüşme
LN_RW	1.5202 (0.9989)	1.7705 (0.9994)	-3.0103 (0.0482)	-3.0103 (0.0482)	I(1)
CBC	-0.7727 (0.8080)	-1.8188 (0.3632)	-2.7509 (0.0811)	-6.2941 (0.0000)	I(1)
UNION	-1.2003 (0.6570)	-3.0610 (0.0429)	-3.5969 (0.0137)	-3.5969 (0.0137)	I(1)
UNEMP	-2.7537 (0.0800)	-2.4763 (0.1329)	-4.1388 (0.0040)	-4.0678 (0.0047)	I(1)
INF	-2.5545 (0.1155)	-2.5545 (0.1155)	-4.6063 (0.0013)	-4.6017 (0.0013)	I(1)
LN_PROD	-0.6745 (0.8357)	-0.6899 (0.8317)	-4.9334 (0.0006)	-4.9360 (0.0031)	I(1)
OPEN	0.2053 (0.9668)	-1.2113 (0.6530)	-6.5190 (0.0000)	-6.8751 (0.0000)	I(1)
LN_MW	-0.5289 (0.8694)	0.1450 (0.9629)	-5.2408 (0.0003)	-5.2360 (0.0003)	I(1)

Not: Hücrelerde t-istatistiği ve parantez içinde p-değeri verilmiştir.

4.4. Eşbütünleşme Analizi: Artık Temelli ADF (Engle-Granger Yaklaşımı)

Birim kök testleri, değişkenlerin ağırlıklı $I(1)$ özelliği sergilediğini ortaya koyduğundan, uzun dönem ilişkisiyi sınamak amacıyla artık temelli eşbütünleşme yaklaşımı uygulanmaktadır. Bu kapsamda, her bir çekirdek model OLS (Ordinary Least Squares, En Küçük Kareler Yöntemi) ile tahmin edilmekte ve uzun dönem denklemlerinden elde edilen artık serileri kaydedilmektedir. İkinci aşamada bu artık serilerine ADF testi uygulanmaktadır. Yaklaşımın mantığı, uzun dönem denge ilişkisi mevcut ise bu denge etrafındaki sapmaları temsil eden artık serisinin durağan olması gerektiğine dayanmaktadır. Dolayısıyla ADF testinde birim kök boş hipotezinin reddedilmesi, ilgili model için eşbütünleşme varlığına işaret etmektedir.

Elde edilen bulgular, UNION modeli için eşbütünleşme ilişkisini açık biçimde desteklemektedir. UNION modeline ait artık serisine uygulanan ADF testinde test istatistiği -3.5289 ($p=0.0164$) olup, birim kök boş hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Buna karşılık CBC modeli için elde edilen sonuçlar daha sınırlı bir kanıtı işaret etmektedir: CBC modeline ait artık serisi için ADF istatistiği -2.9073 ($p=0.0599$) olup, durağanlık yalnızca %10 düzeyinde desteklenmektedir. UNION modeli için eşbütünleşme ilişkisi güçlü biçimde desteklenirken, CBC modeli için elde edilen bulgular daha zayıf ve sınırdır bir kanıtı işaret etmektedir. Bu çerçevede, özellikle UNION modelinde elde edilen güçlü eşbütünleşme bulguları, uzun dönem katsayıların eşbütünleşme temelli tahminciler olan DOLS ve FMOLS ile elde edilmesini metodolojik olarak gerekçelendirmektedir.

Bu çalışmada artık temelli ADF eşbütünleşme kontrolü yalnızca çekirdek uzun dönem denklemleri üzerinden raporlanmaktadır. LN_MW'nin dışlandığı alternatif spesifikasyonlar ise, asgari ücretin modele dâhil edilmesinin sendika katsayıları üzerindeki etkisini değerlendirmek amacıyla sağlamlık analizi kapsamında kullanılmaktadır. Dolayısıyla bu tahminler, eşbütünleşme yapısını yeniden kurmaktan ziyade, temel model altında elde edilen uzun dönem ilişkinin spesifikasyon duyarlılığını değerlendirmeyi amaçlamaktadır.

4.5. Uzun Dönem Katsayıların Tahmini: DOLS ve FMOLS Stratejisi

Eşbütünleşme zemininde uzun dönem katsayılar, DOLS ve FMOLS yaklaşımları kullanılarak tahmin edilmektedir. Bu iki tahminci, seviye denklemi üzerinden yapılan klasik OLS tahminlerinin zaman serisi bağlamında karşılaşılabileceği iki temel sorunu gidermeyi amaçlamaktadır: açıklayıcı değişkenler ile hata terimi arasındaki eşanlı ilişki (*endojenlik*) ve hata teriminde seri bağımlılık (*otokorelasyon*). Bu nedenle, uzun dönem ilişkinin güvenilir biçimde ölçülmesi amaçlandığında, eşbütünleşme çerçevesinde bu tür düzeltme mekanizmaları içeren tahmincilerin kullanılması metodolojik olarak uygun kabul edilmektedir.

DOLS yaklaşımı, uzun dönem denkleminin sağına açıklayıcı değişkenlerin birinci farklarının gecikmeli ve/veya öncül terimlerini ekleyerek hata terimi ile açıklayıcılar arasındaki olası eşanlılığı azaltmayı hedeflemektedir. Ancak yıllık veriler ve sınırlı gözlem sayısı altında lead-lag yapısının genişletilmesi serbestlik derecelerini hızla düşürmekte ve bazı spesifikasyonlarda tahminin teknik olarak güçleşmesine yol açabilmektedir. Bu çalışmada bu kısıt dikkate alınmış ve DOLS tahminleri sınırlı bir lead-lag yapısı altında gerçekleştirilmiştir. Buna karşılık FMOLS yaklaşımı, değişkenler ile hata terimi arasındaki uzun dönem kovaryans (*birlikte hareket*) yapısını yarı parametrik biçimde düzelterek endojenlik ve seri bağımlılığı gidermeye yönelik düzeltmeler sunmakta ve ek gecikme/öncül terimlere ihtiyaç

duymadan düzeltilmiş uzun dönem katsayı tahminleri sağlamaktadır. Bu nedenle FMOLS, DOLS bulgularının sağlamlığını değerlendirmek üzere tamamlayıcı bir tahminci olarak kullanılmaktadır.

Uygulamada her iki yöntem için de deterministik yapı yalnızca sabit terim ile sınırlandırılmıştır. Uzun dönem varyans/kovaryans tahmininde Bartlett çekirdeği kullanılmış ve Newey-West sabit bant genişliği (3) tercih edilmiştir. Tahminler aynı örneklem aralığı ve aynı çekirdek model yapısı altında yürütülerek, yöntemler arası karşılaştırmada gözlenen farklılıkların tahmincilerin düzeltme mekanizmalarından kaynaklanıp kaynaklanmadığı değerlendirilmektedir.

Bu çalışmada uzun dönem katsayılar iki spesifikasyon seti altında raporlanmaktadır: reel asgari ücret değişkeninin kontrol edildiği çekirdek modeller ve bu değişkenin kontrol setinden çıkarıldığı alternatif sağlamlık modelleri. Bu yaklaşım, elde edilen farklılıkların yöntemsel ayarlardan ziyade söz konusu değişkenin modele dâhil edilip edilmemesine bağlı spesifikasyon farklarından kaynaklanıp kaynaklanmadığını daha sağlıklı biçimde değerlendirmeye imkân tanımaktadır. Çalışmanın temel değerlendirmesi, çekirdek modellerin DOLS ve FMOLS çerçevesinde elde edilen uzun dönem katsayıları üzerinden yürütülmektedir.

4.6. Yapısal Kırılma ve Rejim Değişimi Kontrolleri: Quandt-Andrews ve Kukla Değişkenler

Analiz kapsamında Türkiye’de ücret belirleme dinamiklerinin zaman içinde rejim değişimleri içerebilmesi nedeniyle, uzun dönem katsayıların olası yapısal kırılmalara duyarlılığı ayrıca sınanmaktadır. Bu amaçla, kırılma tarihini mevcut veri içinden belirlemeye imkân veren Quandt-Andrews bilinmeyen kırılma noktası testi uygulanmıştır. Test, %15’lik uç gözlemlerin dışarıda bırakıldığı örnekleme (2002-2020; 19 olası kırılma) yürütülmüş ve olasılık değerleri Hansen (1997) yaklaşımıyla hesaplanmıştır.

Elde edilen bulgular hem sendika yoğunluğu hem de toplu pazarlık kapsamı değişkenleri için kırılma adayının 2004 yılında yoğunlaştığını göstermektedir. Sendika yoğunluğu için maksimum Likelihood Ratio (LR, Olabilirlik Oranı) F-istatistiği 22.6013 ($p=0.0001$); toplu pazarlık kapsamı için ise 18.5824 ($p=0.0004$) olup, her iki durumda da kırılma tarihinin 2004 yılı etrafında toplandığı görülmektedir. Bu bulgu, sendika gücünün reel ücretler üzerindeki etkisinin söz konusu dönem itibarıyla yapısal bir değişim sergilemiş olabileceğine işaret etmektedir.

Bu doğrultuda, temel uzun dönem modeller kırılma kuklaları ve etkileşim terimleri ile genişletilerek sağlamlık analizleri yürütülmektedir. D2004 kuklası, 2004 ve sonraki yıllar için 1, 2004 öncesi yıllar için 0 olacak şekilde tanımlanmış; sendika etkisinin kırılma sonrasında farklılaşp farklılaşmadığını sınamak üzere $UNION \times D2004$ ve $CBC \times D2004$ etkileşim terimleri modele dâhil edilmiştir. 2004 yılı kırılma tarihi Quandt-Andrews testi ile belirlenirken, 2018 yılı Türkiye ekonomisinde yaşanan makroekonomik şoklar dikkate alınarak analize dâhil edilmiştir. Bu kapsamda, ücret dinamiklerinde ek bir rejim değişimi olasılığını değerlendirmek amacıyla D2018 kuklası ve buna karşılık gelen etkileşim terimleri yalnızca seçili sağlamlık spesifikasyonlarında incelenmiştir.

Elde edilen tahmin sonuçları, veri tarafından işaret edilen kırılma adaylarının model içerisinde güçlü bir biçimde doğrulanmadığını göstermektedir. D2004 kuklasının hem CBC

hem de UNION temelli modellerde istatistiksel olarak anlamlı bir etki üretmediği ve ilgili etkileşim terimlerinin de uzun dönem katsayı desenini sistematik biçimde değiştirmedeği görülmektedir. Bu bulgu, 2004 yılına ilişkin kırılma sinyalinin ekonometrik olarak güçlü bir rejim değişimine karşılık gelmediğine işaret etmektedir.

Buna karşılık, D2018 kuklası CBC temelli modelde anlamlı bir sonuç üretmezken, UNION temelli modelde DOLS tahminlerinde negatif işaretli ve sınırdan anlamlı bir dönem etkisi ortaya koymaktadır. Ancak FMOLS tahminleri bu bulguyu desteklememekte ve 2018 yılına ilişkin ayrı bir düzey etkisine işaret etmemektedir. Her iki yöntem birlikte değerlendirildiğinde, 2018 sonrası döneme ilişkin kırılma bulgularının güçlü ve tutarlı olmadığı anlaşılmaktadır. Buna rağmen sendika yoğunluğu ile ücretler arasındaki negatif ilişkinin farklı spesifikasyonlar altında korunması, söz konusu ilişkinin kırılmadan ziyade görece istikrarlı bir yapı sergilediğini düşündürmektedir.

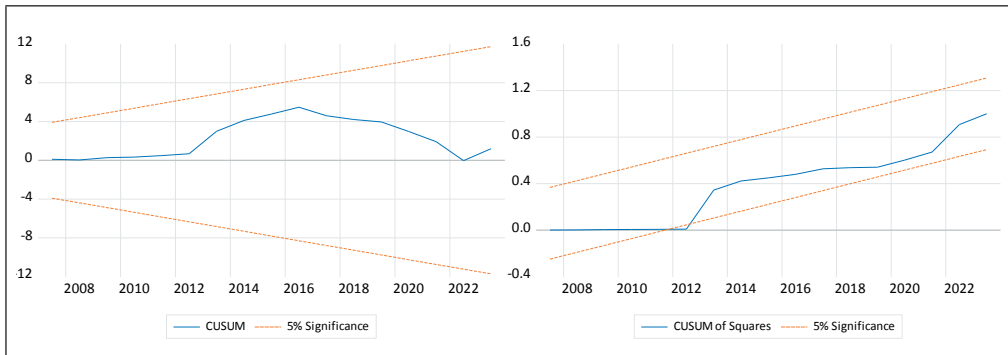
Örneklemin sınırlı olması nedeniyle, kırılma kuklaları ve etkileşim terimleri modele sınırlı sayıda parametre içerecek biçimde dâhil edilmekte; böylece serbestlik derecesi kaybının tahmin sonuçlarını bozması engellenmektedir.

4.7. Model İstikrarı ve Tanısal Kontroller

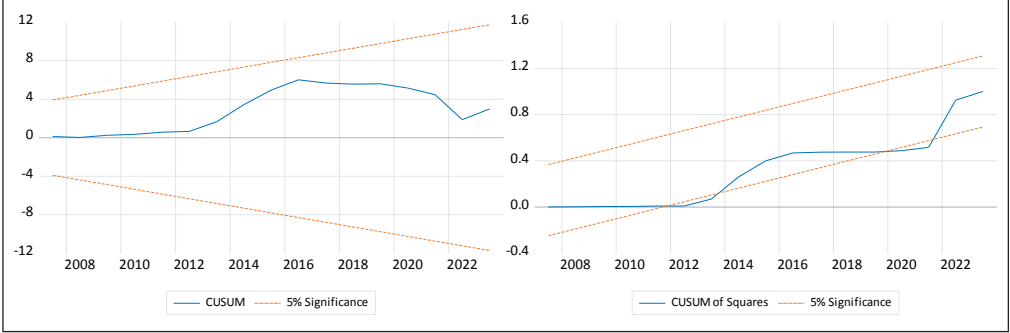
Uzun dönem katsayılar DOLS ve FMOLS çerçevesinde tahmin edilmekle birlikte, modelin istikrarı ve artık yapısına ilişkin tanısal kontroller OLS denklemleri üzerinden yürütülmektedir. Bunun temel nedeni, CUSUM ve CUSUMSQ istikrar grafikleri ile Jarque-Bera normallik, Breusch-Godfrey otokorelasyon ve White/Breusch-Pagan değişen varyans testlerinin uygulamada OLS artıklarına dayanmasıdır. Bu nedenle söz konusu testler, uzun dönem tahmin stratejisini destekleyen tamamlayıcı kontroller olarak değerlendirilmektedir.

Parametre istikrarı, OLS denklemlerinden elde edilen CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri ile incelenmiştir. CUSUM grafikleri, katsayıların örneklem boyunca genel olarak istikrarlı bir görünüm sergilediğini göstermektedir. CUSUMSQ grafiğinde ise örneklem döneminin sonuna doğru (2021 sonrası) %5 güven bantlarının kısa süreli olarak aşıldığı, ancak izleyen dönemde yeniden bant aralığına dönüldüğü gözlenmektedir. Bu durum, kalıcı bir yapısal istikrarsızlıktan ziyade dönem sonuna özgü geçici bir oynaklık artışına işaret etmektedir.

Şekil 1: CBC Modeli CUSUM ve CUSUMQ

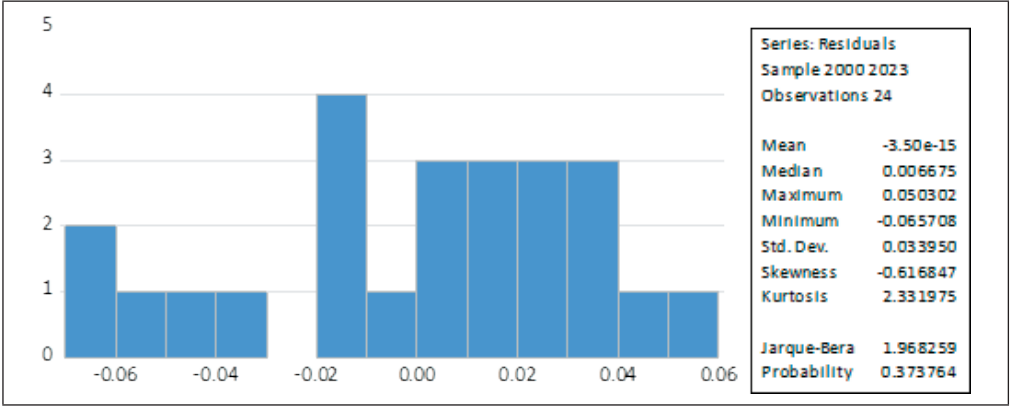


Şekil 2: UNION Modeli CUSUM ve CUSUMQ

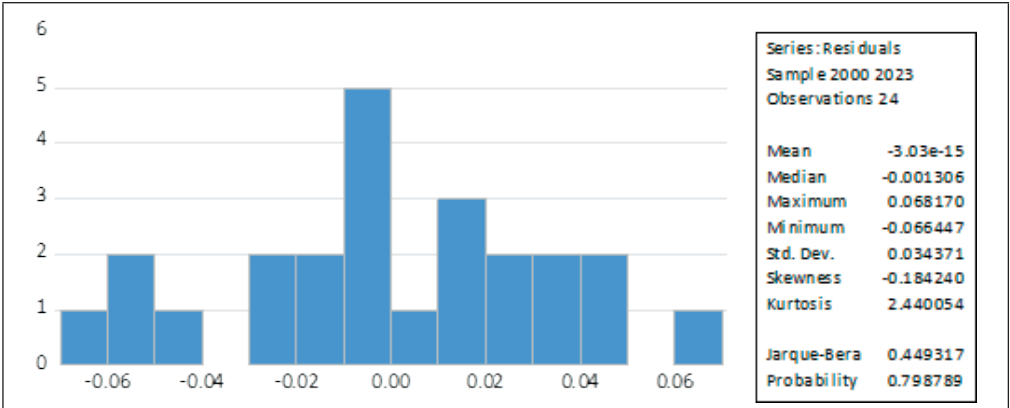


İkinci olarak, artıkların dağılım özellikleri Jarque-Bera normallik testi ile sınanmış ve her iki modelde de normallik varsayımını reddeden bir bulguya ulaşılmamıştır.

Şekil 3: CBC Modeli Jarque-Bera Normallik Testi



Şekil 4: UNION Modeli Jarque-Bera Normallik Testi



Üçüncü olarak, seri bağımlılık ve değişen varyans olasılığı standart testlerle değerlendirilmiş olup, sonuçlar Tablo 2’de özetlenmektedir. Bulgular, her iki modelde de normallik, değişen varyans ve seri bağımlılık açısından genel olarak bir sorun bulunmadığını göstermektedir. Bununla birlikte, CBC modelinde BG LM(1) testinde elde edilen düşük p-değeri kısa dönemli seri bağımlılık olasılığına işaret etmekte, ancak daha yüksek gecikmelerde bu sorunun ortadan kalktığı görülmektedir.

Tablo 2: OLS Tanı Testleri Özeti

Model	JB Normallik (p)	BG LM(1) (p)	BG LM(2) (p)	Breusch-Pagan (p)	White (p)
CBC	0.3738	0.0375	0.1121	0.9289	0.9664
UNION	0.7988	0.2170	0.3504	0.4086	0.4611

Son olarak, CUSUMSQ grafiğinde gözlenen dönem sonu oynaklığının uzun dönem bulguları etkileyip etkilemediğini değerlendirmek amacıyla pandemi ve sonrasına özgü dönem temsil eden duyarlılık kontrolleri uygulanmıştır. Bu kapsamda D2021 ve D2122 kuklaları çekirdek modellere ayrı ayrı dâhil edilerek DOLS ve FMOLS tahminleri tekrarlanmıştır. DOLS tahminlerinde her iki kukla değişken de istatistiksel olarak anlamlı bulunmamış ve sendika göstergelerine ilişkin temel desenin değişmediği görülmüştür. FMOLS tahminlerinde ise D2122 katsayısı negatif işaret almakta ve özellikle CBC spesifikasyonunda anlamlı görünmektedir. Bu bulgu, dönem sonuna özgü şokların reel ücretlerde geçici sapmalar oluşturabildiğini göstermektedir. Bununla birlikte, sendika göstergelerine ilişkin uzun dönem işaret deseni bu kontroller altında sistematik biçimde değişmemekte; dolayısıyla dönem sonu oynaklığının uzun dönem ilişkiyi tek başına açıklayan bir unsur olmadığı değerlendirilmektedir. FMOLS tahminlerinde gözlenen bu etkinin DOLS tahminlerinde teyit edilmemesi, söz konusu sapmanın yöntem hassasiyetine bağlı olarak ortaya çıktığını ve uzun dönem ilişkiyi belirleyen temel bir unsur olmadığını göstermektedir.

Tablo 3: Pandemi Sonrası Dönem İçin Duyarlılık Analizi

Model	Tahminci	Sendika göstergesi (β , p)	D2021 (β , p)	D2122 (β , p)
CBC	DOLS	0.0067 (0.5783)	0.0292 (0.8742)	-0.1438 (0.2061)
CBC	FMOLS	0.0045 (0.3359)	-0.0232 (0.5422)	-0.0876 (0.0230)
UNION	DOLS	-0.0273 (0.1741)	0.2329 (0.5130)	0.0453 (0.8140)
UNION	FMOLS	-0.0109 (0.0564)	0.0315 (0.3511)	-0.0697 (0.0651)

Not: Tablodaki sendika göstergeleri (CBC/UNION) çekirdek kontrol seti (UNEMP, INF, LN_PROD, OPEN, LN_MW) ile birlikte tahmin edilmiştir. DOLS tahminlerinde lag=1, lead=0; uzun dönem varyans/kovaryans tahmininde Bartlett çekirdeği ve Newey-West bant genişliği (3) kullanılmıştır. (D2021: yalnızca 2021=1; D2122: 2021-2022=1)

5. Bulgular ve Yorum

Bu bölümde Türkiye’de sendika gücünün reel ücretler üzerindeki uzun dönem etkisi, sendika yoğunluğu ve toplu pazarlık kapsamı göstergeleri üzerinden karşılaştırmalı olarak değerlendirilmektedir. Elde edilen bulgular, sendika gücünün ölçüm biçimine bağlı olarak ücret dinamiklerinin anlamlı biçimde farklılaştığını ortaya koymaktadır. Sendika yoğunluğu temelli

modelde sendika etkisinin “*negatif ve istatistiksel olarak anlamlı*” olduğu görülürken, toplu pazarlık kapsamı temelli modelde bu ilişkinin “*istatistiksel olarak anlamsız*” kaldığı dikkat çekmektedir. Buna karşılık reel asgari ücret değişkeninin modele dâhil edilmesi, uzun dönem ücret dinamiklerinin açıklanmasında belirleyici bir rol oynamakta ve sendika katsayılarının büyüklüğü ile anlamlılığı üzerinde önemli bir etkiye neden olmaktadır. Bu durum, Türkiye’de ücret oluşumunun sendikal mekanizmalardan ziyade asgari ücret politikasıyla daha güçlü biçimde ilişkilendiğine işaret etmektedir. Bulgular, öncelikle reel asgari ücretin kontrol edildiği çekirdek spesifikasyonlar üzerinden sunulmakta; ardından reel asgari ücretin dışlandığı alternatif spesifikasyonlar aracılığıyla sendika katsayılarının ücret tabanı kontrolüne duyarlılığı değerlendirilmektedir. Temel tahminler DOLS yöntemiyle elde edilmekte, FMOLS sonuçları ise bulguların sağlamlığını sınamak amacıyla karşılaştırmalı olarak kullanılmaktadır.

5.1. Toplu Pazarlık Kapsamı Bulguları

Toplu pazarlık kapsamı (CBC) ile kurulan çekirdek modeller, sendika gücünün bu göstergesi üzerinden reel ücretler üzerinde istatistiksel olarak belirgin bir uzun dönem etkisi ortaya koymamaktadır. Tablo 4’te görüldüğü üzere hem ana yöntem olan DOLS hem de sağlamlık amacıyla kullanılan FMOLS tahmininde, CBC katsayısı pozitif işaret alsa da istatistiksel anlamlılık üretmemektedir. Bu bulgu, 2000-2023 döneminde kapsama göstergesindeki değişimlerin reel ücret düzeyine kalıcı ve ölçülebilir bir biçimde yansıdığına dair güçlü bir kanıt sunmadığını göstermektedir. Literatürde toplu pazarlık kapsamının ücret oluşumunu doğrudan yansıtan temel kurumsal kanallardan biri olduğu vurgulanmasına rağmen (OECD, 2019; Visser, 2019), Türkiye bağlamında bu mekanizmanın ücret belirleme sürecinde belirleyici bir rol üstlenmediği anlaşılmaktadır.

Buna karşılık CBC modelleri, reel ücret dinamiklerinin özellikle iki kanal üzerinden daha net biçimde işlediğine işaret etmektedir. İlk olarak, işsizlik oranı DOLS tahmininde “*negatif ve anlamlıdır*”; bu durum, sıkılık/gevşeklik gibi işgücü piyasası koşullarının ücret belirleme sürecinde belirleyici kaldığını düşündürmektedir. İşsizliğin yükseldiği dönemlerde reel ücretlerin daha zayıf bir patika izlemesi, pazarlık gücünün emek aleyhine değiştiği bir görünümle uyumludur ve standart çalışma ekonomisi yaklaşımıyla örtüşmektedir. İkinci olarak, reel asgari ücretin seviyesi her iki yöntemde de pozitif ve anlamlıdır; bu bulgu, ücret tabanının ve politika kaynaklı ücret ayarlamalarının reel ücretleri yukarı çeken temel sürükleyici unsurlardan biri olduğunu göstermektedir. Bu çerçevede, Türkiye’de ücret oluşumunun sendikal pazarlık mekanizmalarından ziyade kurumsal ücret tabanı düzenlemeleri aracılığıyla şekillendiğini söylemek mümkündür.

Tabloda yer alan bulgular iki şekilde okunabilmektedir. Birincisi, toplu pazarlık kapsamının düzeyi dönem boyunca reel ücretleri belirleyen baskın bir kurumsal kanal olarak işlememiş ve kapsama oranı değişse bile ücret belirleme süreci daha çok makro koşullara ve ücret tabanına duyarlı kalmış olabilir. İkinci, kapsama göstergesi kurumsal yapıyı yakalasa da yıllık veri ve sınırlı örneklem boyutu, kapsama-ücret ilişkisinin daha ince kırılmalar veya eşik etkileri üzerinden işlediği bir yapıyı görünmez kılıyor olabilir. Bu yorum, sendika etkisinin bağlama duyarlı olduğunu vurgulayan çalışmalarla uyumludur (DiNardo & Lee, 2004; Bryson, 2014). Her iki durumda da çekirdek spesifikasyon bulguları toplu pazarlık kapsamı üzerinden “*net ve güçlü*” bir uzun dönem sendika etkisine işaret etmemektedir.

Tablo 4: Toplu Pazarlık Kapsaması Modeli - Uzun Dönem Tahminleri (2000-2023)

Değişken	DOLS Katsayı (p)	FMOLS Katsayı (p)
Toplu pazarlık kapsamı	0.0070 (0.5450)	0.0035 (0.4331)
İşsizlik oranı	-0.0287 (0.0278)	-0.0062 (0.2643)
Enflasyon oranı	-0.0003 (0.9005)	0.0019 (0.0219)
Verimlilik	0.3433 (0.2999)	0.2808 (0.1623)
Dışa açıklık oranı	0.0060 (0.3446)	-0.0021 (0.3597)
Reel asgari ücret	0.4844 (0.0195)	0.6485 (0.0001)
Sabit	5.6406 (0.0657)	5.4015 (0.0008)

Not: DOLS'ta, lags=1, leads=0; uzun dönem varyans/kovaryans tahmininde Bartlett çekirdeği ve Newey-West bant genişliği 3 kullanılmıştır.

Reel asgari ücretin kontrol setinden çıkarıldığı alternatif spesifikasyonlar, toplu pazarlık kapsamı katsayısının görünürlüğünün tahminciye duyarlı olabildiğini göstermektedir. DOLS sonuçlarında katsayı pozitif işaret almakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir. Buna karşılık FMOLS tahmininde “*katsayı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır*”. Bu görünüm, toplu pazarlık kapsamının reel ücretler üzerindeki uzun dönem etkisinin, ücret tabanı kontrolünün modele dâhil edilip edilmemesine ve kullanılan tahmincinin düzeltme mekanizmasına bağlı olarak farklılaşabildiğine işaret etmektedir. Başka bir ifadeyle, asgari ücretin modele dâhil edilmesi toplu pazarlık kapsamının marjinal etkisini gölgeleyebilmekte ve sendikal kanalın bağımsız etkisini istatistiksel olarak zayıflatabilmektedir.

Tablo 5: Reel Asgari Ücretin Çıkarıldığı Toplu Pazarlık Kapsaması Modeli - Uzun Dönem Tahminleri

Değişken	DOLS Katsayı (p)	FMOLS Katsayı (p)
Toplu pazarlık kapsamı	0.0268 (0.2565)	0.0162 (0.0067)
İşsizlik oranı	-0.0136 (0.5261)	-0.0013 (0.8668)
Enflasyon oranı	-0.0004 (0.9282)	0.0029 (0.0047)
Verimlilik	1.0669 (0.0151)	1.2622 (0.0000)
Dışa açıklık oranı	0.0000 (0.9965)	-0.0091 (0.0017)
Sabit	0.8312 (0.8157)	-0.9838 (0.3266)

Not: DOLS'ta, lags=1, leads=0; uzun dönem varyans/kovaryans tahmininde Bartlett çekirdeği ve Newey-West bant genişliği 3 kullanılmıştır

Reel asgari ücretin olmadığı modellerde dikkat çeken bir diğer sonuç, verimlilik kanalının her iki tahminciye de pozitif ve güçlü biçimde anlamlı olmasıdır. Bu bulgu, ücret tabanı kontrolü dışarıda bırakıldığında reel ücret dinamiklerinin daha belirgin biçimde üretkenlik üzerinden açıklandığını göstermektedir ve klasik ücret-verimlilik ilişkisiyle uyumludur. Enflasyon ve işsizlik katsayılarının tahminciye bağlı olarak farklı anlamlılık düzeyleri üretmesi, makro kanalların model spesifikasyonuna duyarlı olabileceğini göstermektedir.

Çekirdek ve alternatif spesifikasyonlar birlikte değerlendirildiğinde, toplu pazarlık kapsamının reel ücretler üzerindeki uzun dönem etkisinin ücret tabanı kontrolüne ve tahmin yöntemine duyarlı olduğu görülmektedir. Reel asgari ücret modele dâhil edildiğinde toplu pazarlık kapsamı katsayısı istatistiksel anlamlılığını kaybetmekte; çıkarıldığında ise özellikle FMOLS tahmininde pozitif ve anlamlı bir ilişki ortaya çıkabilmektedir. Bu görünüm, Türkiye’de ücret oluşum sürecinde asgari ücret kanalının baskınlığı nedeniyle toplu pazarlık kapsamının bağımsız etkisinin sınırlı kaldığını göstermektedir. Dolayısıyla, kapsama göstergesi üzerinden sendika gücünün reel ücretler üzerindeki etkisine ilişkin güçlü ve sistematik bir kanıt elde edilememektedir. Bununla birlikte, reel asgari ücret değişkeninin modelden çıkarıldığı alternatif spesifikasyonlarda, özellikle FMOLS tahmininde toplu pazarlık kapsamının reel ücretler üzerindeki uzun dönem etkisinin pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı hâle gelmesi, toplu pazarlık kapsamının reel ücretler üzerindeki etkisinin tamamen ortadan kalkmadığını, ancak ücret tabanı kontrolü altında büyük ölçüde bastırıldığını düşündürmektedir. Bu sonuç, toplu pazarlık kapsamının incelenen dönemde ücret belirleme sürecinde bağımsız ve belirleyici bir mekanizma olarak işlemediğini, ancak belirli model spesifikasyonları altında ikincil ve koşullu bir rol oynayabildiğini ortaya koymaktadır. Bu bulgu, literatürde tartışılan tehdit ve yayılma etkileri bağlamında, toplu pazarlık kapsamının Türkiye’de bu dolaylı mekanizmaları doğrudan yansıtmada sınırlı kaldığını göstermektedir.

5.2. Sendika Yoğunluğu Bulguları

Sendika gücünün sendika yoğunluğu (UNION) ile ölçüldüğü çekirdek modeller, CBC modellerine kıyasla daha belirgin bir desen üretmektedir. Ana yöntem olan DOLS tahmininde sendika yoğunluğu katsayısı “*negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır*”; FMOLS tahmininde ise “*katsayı negatif sınırdan anlamlı*” kalmaktadır. Bu bulgular, 2000-2023 döneminde sendika yoğunluğundaki değişimlerin reel ücretlerle aynı yönde hareket etmediğini; uzun dönem denge ilişkisi içinde reel ücretlerle ters yönlü bir ilişkiyle birlikte gözlemlendiğini göstermektedir. Bununla birlikte, bu sonucun “*sendikalar ücretleri düşürür*” biçiminde doğrudan nedensel bir çıkarım olarak yorumlanması yanıltıcı olacaktır. Daha tutarlı bir yorum, sendika yoğunluğunun ücret rejimi, makroekonomik şoklar ve özellikle asgari ücret dinamikleriyle birlikte hareket etmesi nedeniyle uzun dönem katsayısının ters işaretli bir görünüm alabilmesidir. Reel ücretlerin baskılandığı dönemlerde çalışanların kolektif temsile yönelmesi ve sendikalaşma eğiliminin artması da bu ters yönlü ilişkinin ortaya çıkmasına katkı sunabilir. Bu çerçevede elde edilen bulgular, sendika etkisinin bağlama duyarlı olduğunu vurgulayan literatürle uyumludur (DiNardo & Lee, 2004; Bryson, 2014) ve klasik ücret düzeyini artırıcı sendika etkisinin her kurumsal yapıda aynı şekilde ortaya çıkmayabileceğini göstermektedir. Dolayısıyla sendika yoğunluğunun, ücretler üzerinde doğrudan bir etkiyi yansıtmaktan ziyade, sendikalaşmanın gerçekleştiği ekonomik bağlamı ve dönemsel dinamikleri yansıtan bir gösterge olarak değerlendirilmesi gerekmektedir.

Kontrol değişkenleri açısından çekirdek UNION modeli, reel ücret dinamiklerinde asgari ücret kanalının “*çok anlamlı ve pozitif*” bir belirleyici olarak öne çıktığını göstermektedir. Enflasyon oranının “*pozitif ve anlamlı olması*”, nominal ayarlamalar, endeksleme davranışları veya politika tepkileri yoluyla fiyat düzeyi dinamiklerinin reel ücret patikasına yansıyabildiğine işaret etmektedir. Verimlilik göstergesinin DOLS tahmininde sınırdan bir anlamlılık sergilemesi ise, üretkenlik-ücret bağı açısından zayıf ama tamamen ihmal edilemeyecek bir kanalın varlığına işaret etmektedir. Ancak bu kanalın istikrarlılığı CBC modeline kıyasla daha sınırlı görünmektedir.

Tablo 6: Sendika Yoğunluğu Modeli - Uzun Dönem Tahminleri (2000-2023)

Değişken	DOLS Katsayı (p)	FMOLS Katsayı (p)
Sendika yoğunluğu	-0.0209 (0.0495)	-0.0094 (0.0795)
İşsizlik oranı	-0.0071 (0.4328)	-0.0033 (0.5026)
Enflasyon oranı	0.0040 (0.0381)	0.0027 (0.0007)
Verimlilik	0.2378 (0.0814)	0.0320 (0.8628)
Dışa açıklık oranı	0.0017 (0.5796)	-0.0008 (0.6929)
Reel asgari ücret	0.6326 (0.0003)	0.8001 (0.0000)
Sabit	5.9803 (0.0009)	7.1566 (0.0000)

Not: DOLS'ta lead=0, lag=1; uzun dönem varyans/kovaryans tahmininde Bartlett çekirdeği ve Newey-West bant genişliği 3 kullanılmıştır.

Genel olarak, sendika yoğunluğu üzerinden elde edilen bulgular, sendika gücü-reel ücret ilişkisinin ölçüm seçimine duyarlı olduğunu açık biçimde ortaya koymaktadır. Toplu pazarlık kapsamı çekirdek spesifikasyonda net bir etki üretmezken, sendika yoğunluğu negatif işaretli bir ilişki ortaya koymaktadır. Bu ayrışma, sendika gücünün farklı göstergelerinin ücret belirleme sürecinin farklı boyutlarını yakaladığına işaret etmektedir. Bununla birlikte her iki yaklaşımda da reel asgari ücret değişkeninin güçlü ve istikrarlı bir belirleyici olarak ortaya çıkması, sendika etkisinin tek başına değil, asgari ücret politikasıyla birlikte değerlendirilmesi gerektiğini göstermektedir.

Reel asgari ücret değişkeninin modelden çıkarıldığı alternatif spesifikasyon, sendika yoğunluğu katsayısının ücret tabanı kontrolüne ne ölçüde duyarlı olduğunu sınamak amacıyla tahmin edilmiştir. Bu spesifikasyonda elde edilen sonuçlar, çekirdek modelde gözlenen negatif ve kısmen anlamlı ilişkinin istatistiksel olarak zayıfladığını göstermektedir. DOLS tahmininde sendika yoğunluğu katsayısı negatif işaret almakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir. FMOLS tahmininde ise katsayı pozitif işaret almakta ve yine anlamlılık üretmemektedir. Dolayısıyla reel asgari ücretin dışlandığı spesifikasyonda sendika yoğunluğu ile reel ücretler arasında istikrarlı ve güçlü bir uzun dönem ilişki tespit edilememektedir. Bu bulgu, çekirdek modelde gözlenen ilişkinin koşullu bir yapı sergilediğini ve büyük ölçüde ücret tabanı kontrolü altında ortaya çıktığını düşündürmektedir.

Tablo 7: Reel Asgari Ücretin Çıkarıldığı Sendika Yoğunluğu Modeli - Uzun Dönem Tahminleri

Değişken	DOLS Katsayı (p)	FMOLS Katsayı (p)
Sendika yoğunluğu	-0.0154 (0.6131)	0.0099 (0.1961)
İşsizlik oranı	0.0097 (0.7613)	-0.0023 (0.7707)
Enflasyon oranı	0.0071 (0.2299)	0.0044 (0.0002)
Verimlilik	1.3822 (0.0008)	1.4081 (0.0000)
Dışa açıklık	-0.0092 (0.4303)	-0.0109 (0.0004)
Sabit	-2.2028 (0.4172)	-2.4527 (0.0303)

Not: DOLS'ta lead=0, lag=1; uzun dönem varyans/kovaryans tahmininde Bartlett çekirdeği ve Newey-West bant genişliği 3 kullanılmıştır.

Kontrol değişkenleri açısından reel asgari ücretin çıkarıldığı UNION modeli farklı bir desen üretmektedir. Verimlilik her iki yöntemde de güçlü ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durum, reel asgari ücret kontrolü dışlandığında reel ücret dinamiklerinin daha belirgin biçimde üretkenlik üzerinden açıklandığını göstermektedir ve klasik ücret-verimlilik ilişkisiyle uyumludur. Enflasyon değişkeni FMOLS tahmininde pozitif ve anlamlı iken, DOLS tahmininde anlamlılık üretmemektedir. İşsizlik oranı ve dışa açıklık değişkenleri ise bu spesifikasyonda belirgin bir rol üstlenmemektedir.

Genel olarak, reel asgari ücretin modelden çıkarılması sendika yoğunluğu katsayısının istatistiksel gücünü ortadan kaldırmakta ve ilişkinin yönünü yöntemlere göre değişken hâle getirmektedir. Buna karşılık verimlilik katsayısının her iki tahminde de güçlü biçimde ortaya çıkması, ücret tabanı kontrol edilmediğinde reel ücret dinamiklerinin daha çok üretkenlik kanalı üzerinden açıklanabildiğini göstermektedir. Bu durum, Türkiye’de ücret oluşumunun sendikal örgütlenmeden ziyade asgari ücret politikası ve makro üretkenlik dinamikleriyle şekillendiğine işaret etmektedir.

Elde edilen bulgular birlikte değerlendirildiğinde, Türkiye’de 2000-2023 döneminde reel ücret dinamiklerinin sendikal örgütlenme göstergelerinden çok ücret tabanı ve makroekonomik kanallar üzerinden şekillendiği görülmektedir. Toplu pazarlık kapsamı uzun dönemde istikrarlı ve güçlü bir etki üretmezken, sendika yoğunluğu çekirdek modelde negatif işaretli bir ilişki sergilese de bu ilişkinin reel asgari ücret değişkeni modelden çıkarıldığında ortadan kalkması, sendika etkisinin ücret tabanı kontrolüne yüksek derecede duyarlı olduğunu göstermektedir.

Buna karşılık reel asgari ücret değişkeni her iki sendika ölçümünde ve her iki tahmin yönteminde güçlü ve pozitif bir belirleyici olarak ortaya çıkmaktadır. Reel asgari ücretin dışlandığı alternatif spesifikasyonlarda üretkenlik katsayısının belirgin biçimde güçlenmesi ise verimlilik kanalının merkezi bir rol üstlendiğine işaret etmektedir. Bu desen, ücret belirleme sürecinin kurumsal pazarlık gücünden daha çok politika tercihleri ve makroekonomik dinamikler tarafından daha güçlü biçimde şekillendirildiğini düşündürmektedir.

Dolayısıyla çalışma bulguları, incelenen dönemde Türkiye’de ücret rejiminin “*sendika-merkezli*” olmaktan ziyade “*asgari ücret-merkezli*” bir karakter taşıdığı yönünde güçlü bir işaret sunmaktadır. Sendika gücünün ücretler üzerindeki etkisi tamamen yok sayılmamakla birlikte, uzun dönem ilişki çerçevesinde belirleyici kanalın asgari ücret ve makro koşullar olduğu anlaşılmaktadır. Bu sonuç, sendika-ücret ilişkisinin bağlamsal ve rejime özgü olarak değerlendirilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır.

6. Sonuç ve Tartışma

Türkiye’de sendika gücünün reel ücretler üzerindeki uzun dönem etkisinin incelendiği bu analizden elde edilen bulgular, sendika gücünün ölçüm biçimine bağlı olarak ücret dinamiklerinin farklılaştığını göstermekle birlikte, sendikal göstergelerin genel olarak reel ücretler üzerinde güçlü ve istikrarlı bir uzun dönem etkisi üretmediğini ortaya koymaktadır. Toplu pazarlık kapsamı anlamlı bir etki üretmezken, sendika yoğunluğu negatif yönlü bir ilişki sergilemektedir. Ancak bu ilişkinin ücret tabanı kontrolüne duyarlı olması ve alternatif model kurulumlarında ortadan kalkması, sendika etkisinin doğrudan nedensel bir mekanizmadan öte, bağlama ve dönemsel koşullara bağlı olarak şekillendiğini göstermektedir.

Sendika yoğunluğu ile reel ücretler arasında gözlenen ters yönlü ilişkinin, sendikaların ücretleri düşürdüğü biçiminde yorumlanması metodolojik olarak yanıltıcıdır. Bu ilişki, reel ücretlerin baskılandığı dönemlerde çalışanların kolektif temsile yönelmesi ve sendikalaşma eğiliminin artması şeklinde işleyen ters yönlü dinamiklerle açıklanabilir. Bu bulgu, sendikaların ücretler üzerindeki doğrudan etkisini vurgulayan klasik yaklaşım (Freeman & Medoff, 1984) ile örtüşmemektedir. Bunun yerine, sendika yoğunluğunun ekonomik koşullara tepki veren bir değişken olarak davranabileceğini gösteren daha yakın dönem çalışmalarla (DiNardo & Lee, 2004; Bryson, 2014) uyumlu bir görünüm ortaya çıkmaktadır. Dolayısıyla elde edilen bulgular, sendika-ücret ilişkisinin tek yönlü bir nedensellik çerçevesinde değerlendirilmemesi gerektiğine ve ilişkinin bağlama duyarlı bir karakter taşıdığına işaret etmektedir.

Reel asgari ücret değişkeninin tüm modellerde güçlü ve istikrarlı bir belirleyici olarak öne çıkması, incelenen dönemde ücret oluşum sürecinde asgari ücret politikalarının önemli bir rol oynadığına işaret etmektedir. Elde edilen bulgular, Türkiye’deki ücret yapısına ilişkin mevcut göstergelerle birlikte değerlendirildiğinde, ücretli çalışanların yüzde 46,7’sinin asgari ücret ve altında, yüzde 49,6’sının asgari ücretin yüzde 5 fazlası ve altında, yüzde 53,2’sinin ise asgari ücret komşuluğunda ücretlerle çalıştığı görülmektedir (DİSK-AR, 2025: 17). Düşük ücretli işlerin yaygınlığı ve bu seviyedeki ücret dinamiklerinin genel ücret artışını sınırladığı, Türkiye’nin kazanç kalitesi açısından OECD ülkeleri içinde en düşük gruplar arasında yer aldığı da vurgulanmaktadır (OECD, 2018: 26). Benzer şekilde IMF (2024), Türkiye’de nominal ücret ayarlamalarının büyük ölçüde asgari ücret ayarlamaları ve geçmiş dönem enflasyon gelişmeleriyle bağlantılı olduğunu belirtmektedir. Türkiye üzerine yapılan çalışmalar da asgari ücretin ücret belirleme sürecinde merkezi bir konuma sahip olduğunu ve enflasyon dinamikleriyle birlikte ücret oluşumunu şekillendiren başlıca kurumsal unsurlardan biri olarak öne çıktığını göstermektedir (Özyiğit vd., 2019; İnan vd., 2025). Bu yapı altında asgari ücret, yalnızca en düşük ücret düzeyini belirleyen bir araç olmanın ötesinde, genel ücret yapısını etkileyen önemli bir referans noktası olarak öne çıkmaktadır. Bu çerçevede, ücret oluşumunda gözlenen yayılma etkisinin önemli ölçüde asgari ücret kanalıyla ilişkili olduğu görülmektedir.

Alternatif model kurulumlarında asgari ücret değişkeninin çıkarılmasıyla birlikte verimlilik değişkeninin güçlü ve anlamlı hâle gelmesi, ücret dinamiklerinde üretkenlik kanalının aslında merkezi bir rol oynadığını göstermektedir. Bu sonuç, ücretlerin uzun dönemde verimlilik artışlarıyla birlikte hareket ettiğini öne süren klasik ve neoklasik yaklaşımla uyumludur (Acemoğlu, 2002; Lazear, 1996). Aynı zamanda bu sonuç, ücretlerin verimlilik artışlarına bire bir yansımadığını; bu ilişkinin kurumsal yapı ve politika düzenlemeleri tarafından şekillendiğini vurgulayan yaklaşımlarla da örtüşmektedir (Rodrik, 1997: 24-25; Storm & Naastepad, 2012: 18-20). Ancak çekirdek modellerde bu ilişkinin zayıf görünmesi, asgari ücret değişkeninin ücret dinamikleri üzerindeki baskın etkisiyle uyumlu bir görünüm ortaya koymaktadır. Dolayısıyla Türkiye’de ücret oluşumu, yalnızca verimlilik dinamikleriyle açıklanabilecek bir süreç olmaktan ziyade, politika tarafından belirlenmiş ücret tabanı ile üretkenlik dinamiklerinin birlikte şekillendirdiği hibrit bir yapı sergilemektedir.

Elde edilen bulgular, sendikaların dolaylı etkilerini vurgulayan literatürle de önemli bir ayrışma ortaya koymaktadır. Klasik yaklaşım, sendikaların yalnızca üyeleri üzerinden değil, dolaylı etkiler yoluyla tüm işgücü piyasasına yayılan ücret artışları ürettiğini göstermektedir (Rosen, 1969; Farber, 2005; Western & Rosenfeld, 2011). Buna karşılık Türkiye örneğinde sendika yoğunluğu ve toplu pazarlık kapsamı üzerinden ölçülen etkilerin zayıf kalması, sendika

kaynaklı yayılma ve tehdit mekanizmalarının güçlü ve sistematik biçimde gözlenmediğine işaret etmektedir. Bu durum, söz konusu etkilerin tamamen ortadan kalktığını değil, incelenen dönemde ampirik olarak belirgin biçimde tespit edilmediğini ve asgari ücret politikaları tarafından gölgelenmiş olabileceğini göstermektedir. Buna karşılık benzer bir yayılma etkisine ilişkin bulgular asgari ücret değişkeni etrafında ortaya çıkmaktadır. Bu sonuç, ücret oluşumunda dolaylı etki mekanizmasının tamamen ortadan kalkmadığını, ancak baskın kanalin sendikal yapılardan farklı kurumsal mekanizmalara kaymış olabileceğine işaret etmektedir.

Bununla birlikte, elde edilen sonuçların değerlendirilmesinde çalışmanın kapsamı ve yöntemsel tercihleri çerçevesinde ortaya çıkan bazı sınırlılıkların göz önünde bulundurulması gerekmektedir. İlk olarak analiz, 2000–2023 dönemini kapsayan yıllık veriler ve sınırlı gözlem sayısı kullanılarak gerçekleştirilmiştir. İkinci olarak, sendika gücü sendika yoğunluğu ve toplu pazarlık kapsamı göstergeleri üzerinden ölçülmüş olup, sendikaların örgütsel kapasitesi, pazarlık gücü ve sektörler arası farklılıkları gibi boyutlar analize dâhil edilememiştir. Üçüncü olarak, kullanılan DOLS ve FMOLS yöntemleri uzun dönem ilişkileri ortaya koymakla birlikte nedensellik yönüne ilişkin doğrudan kanıt sunmamaktadır. Son olarak, tehdit ve yayılma etkileri doğrudan gözlemlenebilen mekanizmalar olmadığından, elde edilen bulgular bu etkilerin varlığına veya yokluğuna ilişkin kesin sonuçlar olarak değil, ilgili kanalların makro düzeydeki yansımaları olarak değerlendirilmelidir. Gelecekte yapılacak çalışmaların daha uzun veri setleri, alternatif sendika gücü göstergeleri ve nedensellik analizleri kullanarak bu ilişkiyi daha ayrıntılı biçimde incelemesi yararlı olacaktır.

Politika açısından değerlendirildiğinde, ücret belirleme sürecinde asgari ücretin önemli bir referans noktası olarak öne çıktığı görülmektedir. Bu yapı kısa vadede ücret düzeyini destekleyici bir rol oynasa da uzun vadede ücret oluşumunun daha dar bir kurumsal çerçeve içinde şekillenmesine yol açmaktadır. Bu nedenle ücret dinamiklerinin yalnızca asgari ücret politikaları üzerinden değil, toplu pazarlık mekanizmaları ve diğer kurumsal düzenlemelerle birlikte ele alınması önem taşımaktadır. Bulgular, ücret oluşum sürecinde farklı kurumsal mekanizmaların görece rollerinin yeniden değerlendirilmesi gerektiğine işaret etmektedir.

Sonuç olarak elde edilen bulgular, Türkiye’de sendika gücünü temsil eden göstergelerin reel ücretler üzerinde güçlü ve istikrarlı bir uzun dönem etkisi üretmediğine, buna karşılık asgari ücret ve verimlilik değişkenlerinin daha belirgin bir rol oynadığına işaret etmektedir. Sendika gücünün ücretler üzerindeki etkisinin tamamen ortadan kalktığı söylenememekle birlikte, incelenen dönemde bu etkinin sınırlı kaldığı görülmektedir. Bu analiz, Türkiye’de ücret oluşumunda yayılma etkisinin sendikal kanaldan ziyade asgari ücret üzerinden işlediğine ilişkin bulgular sunarak, literatürde yer alan sendika merkezli açıklamaların Türkiye örneği açısından yeniden değerlendirilmesine katkı sağlamaktadır.

Ücret oluşum sürecinde asgari ücretin güçlü bir referans noktası olarak öne çıkması, sosyal politika açısından dikkat çekici bir görünüm ortaya koymaktadır. Bu durum, ücret belirleme mekanizmalarının çeşitliliği ve toplu pazarlık kurumlarının işleyişinin ayrıca değerlendirilmesini gerekli kılmaktadır. Çalışma kapsamında elde edilen bulgular, sendikal örgütlenme ile ücret oluşumu arasındaki ilişkinin daha ayrıntılı biçimde araştırılmasına ihtiyaç olduğunu göstermektedir. Bu çerçevede, sendikal örgütlenme, toplu pazarlık kapsamı ve ücret dinamikleri arasındaki ilişkinin farklı veri setleri ve yöntemlerle incelenmesi, Türkiye’de ücret oluşum mekanizmasının daha kapsamlı biçimde anlaşılmasına katkı sağlayacaktır.

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Makale tek yazarlı olup tüm çalışma yazar tarafından yapılmıştır.

Çıkar Çatışması Beyanı

Çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Acemoğlu, D. (2002). Directed technical change. *The Review of Economic Studies*, 69(4), 781–809.
- Addison, J. T., Teixeira, P., & Zwick, T. (2010). German works councils and the anatomy of wages. *Industrial and Labor Relations Review*, 63(2), 247–270.
- Akerlof, G. A., Dickens, W. T., & Perry, G. L. (1996). The macroeconomics of low inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996(1), 1–76.
- Ashenfelter, O. C., Johnson, G. E., & Pencavel, J. H. (1972). Trade unions and the rate of change of money wages in United States manufacturing industry. *The Review of Economic Studies*, 39(1), 27–54.
- Autor, D., Dorn, D., & Hanson, G. H. (2021). On the persistence of the China shock. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2021(Fall), 381–447.
- Blanchard, O., & Katz, L. F. (1999). Wage dynamics: Reconciling theory and evidence. *AEA Papers and Proceedings*, 89(2), 69–74.
- Blanchflower, D. G., & Bryson, A. (2003). *What effect do unions have on wages now and would “What do unions do?” be surprised?* (NBER Working Paper No. 9973).
- Boeri, T., & van Ours, J. (2008). *The economics of imperfect labor markets*. Princeton and Oxford: Princeton University Press.
- Bryson, A. (2014). *Union wage effects: What are the economic implications of union wage bargaining for workers, firms, and society?* IZA World of Labor.
- Card, D. (1996). The effect of unions on the structure of wages: A longitudinal analysis. *Econometrica*, 64(4), 957–979.
- Card, D., Lemieux, T., & Riddell, W. C. (2018). *Unions and wage inequality: The roles of gender, skill and public sector employment*. IZA Discussion Paper No. 11964.
- Chang, C., & Sorrentino, C. (1991). Union membership statistics in 12 countries. *Monthly Labor Review*, 114(12), 46–53.
- Çetintaş, H., Şenkal, A., & Başel, H. (2008). Unionization, unemployment and economic growth: Case of Turkey. *Serbian Journal of Management*, 3(2), 157–170.
- DiNardo, J., & Lee, D. S. (2004). Economic impacts of new unionization on private sector employers: 1984–2001. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(4), 1383–1441.
- DiNardo, J., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (1996). Labor market institutions and the distribution of wages, 1973–1992: A semiparametric approach. *Econometrica*, 64(5), 1001–1044.
- DİSK (2025). *Asgari ücret 2026*. İstanbul: Devrimci İşçi Sendikaları Konfederasyonu.
- Duman, A., & Duman, A. (2016). Türkiye’de sendika üyeliğinin kamu ve özel sektördeki ücretler üzerindeki etkileri. *Çalışma ve Toplum*, 2016(1), 11–30.
- Farber, H. S. (2005). Nonunion wage rates and the threat of unionization. *Industrial and Labor Relations Review*, 58(3), 335–352.
- Freeman, R. B., & Medoff, J. L. (1981). The impact of the percentage organized on union and nonunion wages. *The Review of Economics and Statistics*, 63(4), 561–572.

- Freeman, R. B., & Medoff, J. L. (1984). *What do unions do?* New York: Basic Books.
- Gautié, J., & Schmitt, J. (Eds.). (2010). *Low-wage work in the wealthy world*. New York: Russell Sage Foundation.
- Gürçihan Yüncüler, H. B., & Yüncüler, Ç. (2016). *Minimum wage effects on labor market outcomes in Turkey* (Working Paper No. 16/14). Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası.
- Hansen, B. E. (1997). Approximate asymptotic p values for structural-change tests. *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1), 60–67.
- ILO (2022). *Global wage report 2022–23: The impact of inflation and COVID-19 on wages and purchasing power*. Geneva: ILO.
- IMF. (2024). *Republic of Türkiye: 2024 Article IV consultation-press release; Staff report; and statement by the executive director for the Republic of Türkiye* (Country Report No. 24/312).
- İnan, M., Demir, R., & Demir, M. (2025). Sosyal politika aracı olarak asgari ücret: Türkiye üzerine bir inceleme. *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 17(32), 72-95.
- Jaumotte, F., & Osorio Buitron, C. (2015). *Inequality and labor market institutions*. IMF Staff Discussion Note.
- Kristal, T., & Cohen, Y. (2017). The causes of rising wage inequality: The race between institutions and technology. *Socio-Economic Review*, 15(1), 187–212.
- Lazear, E. P. (1983). A competitive theory of monopoly unionism. *The American Economic Review*, 73(4), 631–643.
- Lazear, E. P. (1996). Performance pay and productivity. *American Economic Review*, 90(5), 1346–1361.
- Lemieux, T., Milligan, K., Schirle, T., & Skuterud, M. (2020). Initial impacts of the COVID-19 pandemic on the Canadian labour market. *Canadian Public Policy*, 46(S1), S55–S65.
- Lewis, H. G. (1983). Union relative wage effects: A survey of macro estimates. *Journal of Labor Economics*, 1(1), 1-27.
- Lewis, H. G. (1986). *Union relative wage effects: A survey*. Chicago and London: The University of Chicago Press.
- Matsa, D. A. (2010). Capital structure as a strategic variable: Evidence from collective bargaining. *The Journal of Finance*, 65(3), 1197–1232.
- OECD (2018). *OECD employment outlook 2018*. Paris: OECD Publishing.
- OECD (2019). *Negotiating our way up: Collective bargaining in a changing world of work*. Paris: OECD Publishing.
- OECD (2021). *OECD employment outlook 2021: Navigating the COVID-19 crisis and recovery*. Paris: OECD Publishing.
- OECD (2023). *OECD employment outlook 2023: Artificial intelligence and the labour market*. Paris: OECD Publishing.
- Özyiğit, M., Çelik, A., & Petek, A. (2019). Türkiye’de 1980 sonrası reel asgari ücretin belirleyicileri. *Çalışma ve Toplum*, (2), 1029-1068.
- Rodrik, D. (1997). *Has globalization gone too far?* Washington: Institute for International Economics.
- Rosen, S. (1969). Trade union power, threat effects and the extent of organization. *The Review of Economic Studies*, 36(2), 185–196.
- Storm, S., & Naastepad, C. W. M. (2012). *Macroeconomics beyond the NAIRU*. Harvard University Press.
- Visser, J. (2019). *Trade unions in the balance*. ILO ACTRAV Working Paper.

- Wallerstein, M. (1999). Wage-setting institutions and pay inequality in advanced industrial societies. *American Journal of Political Science*, 43(3), 649–680.
- Western, B., & Rosenfeld, J. (2011). Unions, norms, and the rise in U.S. wage inequality. *American Sociological Review*, 76(4), 513–537.
- Yılmaz, E., & Şan, S. (2017). Wage gap and dispersion in a partially unionized structure in Turkey. *Empirical Economics*, 52, 577–597.
- Yu, X. (2008). Impacts of corporate code of conduct on labor standards: A case study of Reebok’s athletic footwear supplier factory in China. *Journal of Business Ethics*, 81(3), 513–529.