

Türkiye’de Toplu İş Sözleşme Kapsama Oranını Etkileyen İktisadi Faktörler: Eşbütünleşme Yaklaşımı

Economic Factors Affecting the Collective Bargaining Agreement Coverage Rate in Turkey: Cointegration Approach

Atilla Aydın¹ 

¹(Öğr. Gör. Dr.), İstanbul Gelişim Üniversitesi, Meslek Yüksekokulu, İstanbul, Türkiye

ÖZ
Sendikalaşma hakkı, günümüzde çağdaş demokrasinin en önemli göstergelerinden biri olarak değerlendirilmektedir. Sendikalaşma oranı, sendika üyesi işçi sayısının toplam çalışan işçi sayısına oranı olarak tanımlanmaktadır. Ancak sendikalaşma, tek başına bir anlam ifade etmemekte ve toplu iş sözleşme hakkı ile birlikte ele alınmaktadır. Bu çalışmada toplu iş sözleşmesi kapsama oranı verisi kullanılmıştır. Çalışmanın amacı, iktisadi değişkenlerin toplu iş sözleşmesi kapsama oranı üzerindeki etkilerini araştırmaktır. Bu bağlamda sanayi sektörü katma değerinin GSYH içindeki payı, kişi başına gelir ve enflasyon bağımsız değişkenler olarak ele alınmıştır. Çalışmanın veri aralığı 1988-2022 yılları olup yöntem olarak Johansen eşbütünleşme testi ve ARDL sınır testi kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre değişkenler uzun dönemde eşbütünleşiktir. Sanayi katma değerinin GSYH içindeki payında gerçekleşen %1’lik artış fiili sendikalaşma oranını yaklaşık %3,40 oranında arttırmaktadır. Enflasyondaki %1’lik artış fiili sendikalaşma oranını %0.49 düşürürken, kişi başına milli gelirdeki %1’lik artış fiili sendikalaşma oranını yaklaşık %1,18 düzeyinde aşağı çekmektedir. Ayrıca hata düzeltme modeli kurulmuş ve kısa dönemde yaşanan sapmaların uzun dönemde ortadan kalktığı saptanmıştır.

ABSTRACT

The right to unionize is now considered as one of the most important indicators of contemporary democracy. Here, unionization rate is defined as the ratio of the number of union members to the total number of employed workers. However, on its own, unionization does not mean anything and it is considered along with the right to collective bargaining. This study used collective bargaining agreement coverage rate data to investigate the effects of economic variables on the collective bargaining agreement coverage rate. It used the share of industrial sector added value in gross domestic product (GDP), per capita income, and inflation as independent variables. The study covered the period of 1988–2022 using the Johansen cointegration and autoregressive distributed lag bound tests. The findings revealed that the variables are cointegrated in the long term. A 1% increase in the share of industrial value added in GDP increases the unionization rate by approximately 3.40%. While a 1% increase in inflation reduces the actual unionization rate by 0.49%, a 1% increase in per capita national income reduces it by approximately 1.18%. Additionally, the study established an error correction model, determining that the deviations experienced in the short term disappear in the long term.

Anahtar Kelimeler: Sendikalaşma Oranı, Enflasyon, Kişi Başına Milli Gelir, Sanayi, Eşbütünleşme

Keywords: Unionization Rate, Inflation, National Income Per Capita, Industry, Cointegration

EXTENDED SUMMARY

The right to unionize is recognized as one of the most important indicators of modern democracy. In this context, the most important factors are the unionization rate, defined as the ratio of the number of unionized workers to the total number of employed workers, and collective bargaining coverage rate, defined as the ratio of the number of workers benefiting from a collective bargaining agreement to the number of workers earning wages. This study aims to determine the economic factors affecting the collective bargaining coverage rate in Turkey. The study uses the following independent variables: the share of industrial sector

Corresponding Author: Atilla Aydın E-mail: ataydin@gelisim.edu.tr

Submitted: 07.11.2023 • **Revision Requested:** 17.01.2024 • **Last Revision Received:** 28.01.2024 • **Accepted:** 22.03.2024



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

value added in GDP, inflation rate, and per capita income, to discuss the effects of market conditions on collective bargaining coverage rate.

Unionization is generally associated with legal and social factors. Görmüş (2020) and Mülayim (2023) investigated the factors affecting the collective bargaining coverage rate, namely, unionization rate, level of collective bargaining agreements, and incentive scheme. However, few empirical studies investigate the relationship between unionization and economic variables. Oswald (1982) argued that an increase in unionization will raise wages, leading to decreased employment and output. Blanchard and Summers (1986) concluded that a high unionization rate increased the natural unemployment rate in the 1980s. Ramjas (1989) found that an increase in the unionization rate negatively impacts worker productivity. Bean and Crafts (1995) reported that an increase in the unionization rate negatively affects total factor productivity. De Groot (2001) found that unions will increase the general wage level and inflation if the wage increase cannot be compensated by productivity increases. Meanwhile, Daveri and Tabellini (2000) analyzed the economic effects of taxation processes, finding that if excessive taxation is passed on to workers, labor costs and unemployment increase and union density decreases. Van Reenen (1996) and Wrigles (2002) argued that while creative enterprises pay higher wages, competitive enterprises have a low general wage level. Here, unions become stronger and resources cannot be allocated to research and development activities, resulting a slowdown in growth. Turnbull (2003) found that unionization slows down GDP growth, while Baker et al. (2005) identified a significant relationship between collective bargaining coverage and unemployment. Murtin et al. (2014) found that if the collective bargaining coverage rate is higher than the unionization rate, wages will become rigid and harm employment. Barbier-Gauchard et al. (2023) found that nominal wages and employment fall when unionization is weak, putting downward pressure on inflation. Empirical studies generally associate unionization with the labor market. In contrast, this study examines unionization and collective bargaining coverage from a broader, macroeconomic perspective.

This study uses the Johansen cointegration test and ARDL bounds test to determine the long-term relationship between variables. To apply the cointegration test, all variables should be stationary of the same order. In this framework, the stationarity of the variables is investigated with conventional and structural break unit root tests. Moreover, long-term parameters are estimated and the effects of each variable on the collective bargaining coverage rate are decomposed. Finally, an error correction model is constructed to analyze the short run.

According to the results, a 1% increase in the share of industrial value added in gross domestic product (GDP) increases the collective bargaining coverage rate by approximately 2.19%. This result is natural considering that unionization tendency is generally higher in the industrial sector. Meanwhile, a 1% increase in inflation decreases the collective bargaining coverage rate by approximately 0.19%; the increase in inflation decreases real wage and employment level. The increases in enterprises’ input costs are expected to be compensated by the pressure on wages and collective bargaining agreements. In countries with weak collective bargaining power, the inflationary process results in a decline in real wages and distorts income distribution. This framework can explain the negative impact of the inflation rate on collective bargaining coverage. A 1% increase in per capita income decreases the collective bargaining coverage rate by approximately 0.77%. Evaluating this result along with the functional income distribution structure in Turkey is important. Increasing the rate of collective bargaining coverage is important for workers’ rights and democratization. Based on this study’s findings, a structural change in favor of the industry will increase the rate of collective bargaining. High inflation is among today’s most important problems. Nowadays, the fight against inflation is carried out by turning expectations into positive and reducing economic risks. The study finds that a decrease in inflation will increase the rate of collective bargaining coverage. Additionally, the implementation of economic policies aimed at improving income distribution will also increase the collective bargaining coverage rate. Moreover, spreading economic growth to all segments of society is important for ensuring economic stability. To this end, this framework indicates that regulations to prevent the erosion of wage incomes, tax policies in favor of labor incomes, and the fight against inflation should be implemented.

Giriş

Çağdaş demokrasinin önemli unsurlarından biri, işçilerin kendi çıkarlarını korumak amacıyla örgütlenme hakkıdır. Ancak örgütlenme hakkı, tek başına bir anlam ifade etmemektedir. Bu bağlamda sendika hakkı; toplu iş sözleşmesi imzalama, toplu iş uyuşmazlığı çıkarma, grev gibi unsurları da kapsayan bir olgu olarak değerlendirilmektedir (Yorğun, 2023: 100). Esasen sendika, hakların kullanılması için kurulan bir örgüt olarak ifade edilmektedir. Nitekim Türkiye’de 6536 sayılı Sendikalar ve Toplu İş Sözleşmesi Kanunu, toplu iş sözleşmesi yetkisini sendikalara vermiştir. Türkiye tarihinde ilk grevli toplu iş sözleşmesi hakkı 1961 anayasasında ele alınmıştır. 274 ve 275 sayılı yasalar, sendikaların toplu iş sözleşmesi ve grev hakkını güvence altına almıştır. 1982 anayasasında da toplu iş sözleşmesi hakkı güvence altına alınmış ve bu hakkın sınırlandırılmasının anayasaya aykırı olamayacağı açıkça belirtilmiştir (Yorgun, 2013: 364-365).

Sendikalaşma ve grevli toplu iş sözleşmesi hakları anayasal olarak güvence altına alınmış olmasına rağmen uygulamada pek çok sorun ortaya çıkmaktadır. Sözgelimi toplu iş sözleşmelerini sınırlandırma çabalarına karşılık anayasa mahkemesinde davalar açılmaktadır. Ayrıca piyasa koşulları, ekonomik krizler, hukuki düzenlemeler gibi faktörlerin sendikalaşma hakkı üzerinde baskı unsuru oluşturduğu görülmektedir. Yukarıda ifade edildiği gibi sendikalaşma hakkı, toplu iş sözleşmesi hakkı ile bir bütün olarak ele alınmalıdır. Toplu iş sözleşmesi hakkının olmadığı bir sendikal hak içi boş bir kavram olarak değerlendirilmektedir. Bu çerçevede sendikal yoğunluk ile toplu iş sözleşmesi kapsama oranını birbirinden kesin olarak ayırmak önem arz etmektedir. Sendikalaşma oranı sendika üyesi işçilerin maaş ve ücret geliri elde eden işgücüne oranı olarak ifade edilirken, toplu iş sözleşmesi kapsama oranı bir toplu iş sözleşmesinden yararlanan işçi sayısının ücret ve maaş geliri elde eden işçilerin sayısına oranı olarak tanımlanmaktadır (ILO, 1997). Ayrıca toplu iş sözleşmesi kapsama oranı kayıtlı ve kayıt dışı tüm işçileri içerecek şekilde genişletilmiştir. Avrupa ülkelerinde genel olarak toplu iş sözleşmesi kapsama oranı sendikalaşma oranından daha yüksek olmasına karşılık Türkiye’de tam tersi bir durum söz konusudur. Kuzey Avrupa ülkelerinde (Danimarka, Finlandiya, İsveç) ortalama toplu iş sözleşmesi kapsama oranı %87,1 iken sendikalaşma oranı %64,7 düzeyindedir. Merkez batı ülkelerinde (Lüksemburg, Avusturya, Belçika, Almanya, Hollanda, Slovenya) ortalama toplu iş sözleşmesi kapsama oranı %77,3 seviyesindeyken sendikalaşma oranı %29 düzeyindedir. Türkiye’de ise toplu iş sözleşmesi kapsama oranı 2023 Ocak ayı itibarıyla %7,8 düzeyinde, sendikalaşma oranı ise %14,42 seviyesinde bulunmaktadır (Mülayim, 2023: 119-120). Bu bağlamda Türkiye için sendika üyesi bazı işçilerin aslında sendikal haklardan faydalanmadığı söylenebilir.

Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı, sendikalaşma oranlarını ve toplu iş sözleşmesi kapsamı verilerini internet sitesinden düzenli olarak açıklamaktadır. Bu verilerden de toplu iş sözleşmesi kapsama oranının sendikalaşma oranının gerisinde olduğu görülmektedir. Devrimci İşçi Sendikaları Konfederasyonu (DİSK), fiili sendikalaşma oranı kavramını ortaya atarak bu karmaşaya son vermek istemiştir. Toplu iş sözleşmesi kapsamına dayalı olarak hesaplanan fiili sendikalaşma oranı, işçi hakları açısından daha sağlıklı bilgiler sunmaktadır. Fiili sendikalaşma oranının hesaplanmasında kayıt dışı işçiler de dikkate alındığı için ekonomik koşulların da kapsandığı ifade edilebilir. Bir başka ifadeyle fiili sendikalaşma oranının toplu iş sözleşmesi kapsamındaki işçi sayısının tüm işçi sayısına bölünmesiyle hesaplandığı göz önüne alındığında oranın paydasında kayıt dışı çalışan işçiler de yer almaktadır. Bu çalışmada toplu iş sözleşmesi kapsama oranı verisi bu genişletilmiş tanım üzerinden kullanılmıştır.

Bir ülkede toplu iş sözleşmesi kapsama oranının düzeyi aynı zamanda o ülkenin demokrasi düzeyini de göstermektedir. Bu çerçevede demokratik yasal düzenlemelerin toplu iş sözleşmesi kapsama oranını arttırması doğaldır. Sendikalaşma oranı ile toplu iş sözleşmesi kapsamı birbirinden ayrılması gereken farklı kavramlar olmasına karşılık literatürde sendikalaşma oranındaki artışın toplu iş sözleşmesi kapsamını da arttırdığına yönelik çok sayıda çalışma bulunmaktadır (Traxler, 1994, Yorgun, 2013, Kutal, 2014) Toplu iş sözleşmesi kapsama oranını yükselten diğer bir unsur, toplu iş sözleşmesinin düzeyi olarak değerlendirilmektedir. Ayrıca teşmil mekanizmasının da toplu iş sözleşmesi kapsama oranını arttırdığı bilinmektedir. Bu çalışmada toplu iş sözleşmesi kapsama oranını etkileyen unsurlar olarak iktisadi değişkenler araştırılmıştır. Toplu iş sözleşmesi kapsama oranı; sanayi sektörü katma değerinin GSYH içindeki payı, enflasyon ve kişi başına gelirin bir fonksiyonu olarak ele alınmıştır. Bu çerçevede sadece hukuki düzenleme ve demokratikleşmenin toplu iş sözleşmesi kapsama oranı üzerinde etkili olmadığı, iktisadi koşulların da belirleyici olduğu açıklanmaktadır. Bir başka ifadeyle Türkiye için makroekonomik faktörlerin toplu iş sözleşmesi kapsama oranı üzerindeki etkileri tartışılmaya açılmaktadır.

Çalışmanın girişten sonraki ikinci kısmında sendikalaşma ve toplu iş sözleşmesi kapsama oranı kavramı üzerinde durulmuştur. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan makroekonomik faktörlerle toplu iş sözleşmesi kapsama oranı arasındaki ilişkiler teorik olarak açıklanmıştır. Dördüncü bölümde literatürde konu ile ilgili yapılmış çalışmalara yer verilmiştir. Beşinci bölümde ampirik çalışmaya ilişkin veri seti ve çalışmada kullanılan yöntemler kısaca özetlenmiş, altıncı bölümde çalışmadan elde edilen bulgular sunulmuştur. Son bölüm ise sonuç kısmına ayrılmıştır.

Toplu İş Sözleşmesi Kapsama Oranı ve Sendikalaşma Kavramları

Sendikalaşma kavramı üzerinde uluslararası kabul görmüş bir tanım bulunmamaktadır. Bu çerçevede sendikalaşma oranı istatistiklerinde de karmaşa yaşanmaktadır. ILO (1997), sendikalaşma oranını sendikalara üye olanların sayısının maaş ve ücret

geliri eden işgücüne oranı olarak tanımlanmaktadır. Sendika üyeliği kavramı da ayrıca tartışmalıdır. ILO, toplu iş sözleşmesi yapmayan ancak üyelerinin istihdam ve gelir koşulları ile ilgilenen meslek örgütlerini de sendika kapsamında değerlendirmektedir. Bu bağlamda söz konusu kuruluşlara üye olanlar da sendika üyesi olarak kabul edilmektedir.

Uluslararası alanda yaşanan kavram karmaşası, Türkiye’deki sendikalaşma istatistiklerine de yansımıştır. Türkiye’de sendikalaşma oranlarına ilişkin bilgiler Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı tarafından derlenmekte ve yayımlanmaktadır. Ancak yasal düzenlemelere göre verilerin kapsamı değişiklik gösterdiği için farklı yıllar arasında uçurum sayılabilecek farklar görülebilmektedir. 1983 yılında yürürlüğe giren 2821 sayılı Sendikalar Kanunu, noter aracılığıyla sendikaya üye olan her işçinin üyelik fişinin bir nüshasının sendika tarafından Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığına gönderilmesi şartını getirmiştir. Ancak yasadaki önceki üyelikler için sendikaların bildirimleri esas alınmıştır (Çelik ve Lordoğlu, 2006: 15). Bu bağlamda sağlıklı istatistiklere ulaşmak mümkün olmamıştır. 2012 yılında kabul edilen 6536 sayılı kanun da önceki yasal düzenlemelerin bazı maddelerinin değiştirilmesinden ibaret kalmıştır. Bu bağlamda eski ve yeni veriler karşılaştırılmaz olmaktadır. Tablo 1’de seçilmiş yıllar için Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı tarafından açıklanan sendikalaşma oranları özetlenmiştir.

Tablo 1. Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı Verilerine Göre Sendikalaşma Oranları

Yıl	Toplam İşçi Sayısı	Sendikalı İşçi Sayısı	Sendikalaşma Oranı (%)
1985	2.819.517	1.828.471	64,9
1990	3.563.527	1.997.564	56,1
1995	3.905.118	2.667.014	68,3
2000	4.521.081	2.468.591	54,6
2005	5.022.584	2.944.929	58,6
2009	5.398.296	3.232.679	59,9
2015	12.744.685	1.429.056	11,2
2020	14.251.655	1.946.165	13,7
2021	15.027.910	2.123.685	14,1
2022	15.987.428	2.280.285	14,3

Kaynak: <https://www.csgeb.gov.tr/istatistikler/calisma-hayati-istatistikleri/sendikal-istatistikler/isci-sayilari-ve-sendikalarin-uye-sayilari-hakinda-tebligler/>

Tablo 1’de görüldüğü gibi 2015 yılındaki sendikalaşma oranı, önceki dönemlerden belirgin bir şekilde düşüktür. 2012 yılındaki yasa ve yöntem değişikliği bu farklılığın kaynağıdır. Bir başka ifadeyle bakanlık da 2012 yılına kadar açıklanan verilerin tartışılabilir olduğunu kabul etmektedir.

Sendikalaşma oranı istatistikleri konusunda daha sağlıklı bir yöntem DİSK-AR (2019) tarafından önerilmiş ve sendikalaşma oranı hesaplamasında toplu iş sözleşmesi kapsamı esas alınmıştır. Toplu iş sözleşmesi kapsamı, ücret ve çalışma koşulları bir veya birden fazla toplu iş sözleşmesi ile belirlenen işçi sayısının kayıtlı ve kayıt dışı tüm işçilerin sayısına oranı olarak tanımlanmaktadır (ILO, 2018: 13). Toplu iş sözleşmesi kapsama oranı, klasik yöntemle hesaplanan sendikalaşma oranından farklılık arz etmektedir. Sendikalaşma oranı, sendika üyesi işçileri dikkate almaktadır. Ancak bazı durumlarda çalışanlar, sendikaya üye olmadan da toplu iş sözleşmesinden yararlanabilmektedir. Ayrıca bu durumun tersi de mümkündür. Bir başka ifadeyle sendikaya üye olduğu halde toplu iş sözleşmesi kapsamında olmayan işçiler söz konusu olabilmektedir. Öte yandan etkili toplu iş sözleşmelerinin düzenlenmesi, işçileri sendikaya üye olma konusunda motive etmektedir (Scheuer, 1997: 65). Bu çerçevede iki gösterge arasında geçişkenlik bulunduğu ifade edilebilir.

DİSK-AR (2019) hesaplamasında istatistiksel karmaşanın giderilmesi amacıyla resmi sendikalaşma oranı ve fiili sendikalaşma oranı şeklinde iki farklı tanımlama yapılmıştır. Resmi sendikalaşma oranı, yukarıda da ifade edildiği gibi Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı tarafından açıklanan sendikalaşma oranıdır. Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı tarafından hesaplanan sendikalaşma oranı, sendikalı işçi sayısının sigortalı çalışan tüm işçilere oranı olarak ifade edilmektedir. Bu çalışmada kullanılan

toplu iş sözleşmesi kapsama oranı ise toplu iş sözleşmesinden yararlanan işçi sayısının kayıtlı ve kayıt dışı tüm işçilerin sayısına oranıdır.

Türkiye’de sendikal haklar ve toplu iş sözleşmesi hakkı 6536 sayılı kanun çerçevesinde ele alınmaktadır. Söz konusu kanunun çıkmasında Uluslararası Çalışma Örgütü ve Avrupa Birliği’nin eleştirileri önemli rol oynamıştır. Nitekim Avrupa Birliği üyelik sürecinde 2821 ve 2822 sayılı kanunlar ile ilgili eleştiriler getirilmiştir (Pirler, 2013: 885). Ancak 6536 sayılı kanunun yürürlüğe girmesi de eleştirileri ortadan kaldırmamıştır. Eski kanunların sadece bazı maddelerinde değişikliğe gidilmesi, tarafların özgür iradesine dayalı bir toplu iş sözleşme özerkliğinin sağlanamamış olması, sendikaların vesayet altında bulunması hususları söz konusu eleştirilerin başında gelmektedir (Mülayim, 2023: 114). Öte yandan 6536 sayılı kanunun çıkarılması, Uluslararası Çalışma Örgütü ve Avrupa Birliği’nin eleştirilerini gidermek adına önem arz etmektedir (Aydın ve Keskin, 2015). Ancak sendikalaşma oranı ile toplu iş sözleşmesi kapsama oranı arasındaki farklılıklar, Türkiye’nin önemli bir sorunu olarak öne çıkmaktadır. Tablo 2’de 2013 sonrası resmi sendikalaşma ve toplu iş sözleşmesi kapsama oranları sunulmuştur.

Tablo 2. Türkiye’de Sendikalaşma ve Toplu İş Sözleşmesi Kapsama Oranları

Dönem	Sendikalaşma Oranı	Toplu İş Sözleşmesi Kapsama Oranı
Ocak 2013	9,2	7,7
Ocak 2014	9,5	8,1
Ocak 2015	10,7	9,1
Ocak 2016	12,0	10,2
Ocak 2017	12,2	10,3
Ocak 2018	12,3	10,7
Ocak 2019	13,8	11,4

Kaynak: DİSK-AR (2019), Sendikalaşma araştırması, Sayfa 10. [Microsoft Word - Sendikalaşma Araştırması-OCAK-2019-BASIN.docx \(disk.org.tr\)](#)

Tablo 2’de görüldüğü gibi sendikalaşma oranı toplu iş sözleşmesi kapsama oranından daha yüksek olarak hesaplanmaktadır. Bu bağlamda sendika üyesi olduğu halde toplu iş sözleşmesinden faydalanamayan işçilerin bulunduğu açıktır. Sendikaların birincil görevinin toplu iş sözleşmeleri aracılığıyla üyelerinin haklarını korumak olduğu değerlendirildiğinde toplu iş sözleşmesi kapsama oranının daha sağlıklı bir göstere olduğu söylenebilir.

Sendikalaşma ve Makroekonomik Göstergeler

Toplu iş sözleşmesi kapsamı oranını etkileyen faktörler genelde hukuki ve sosyal yönden ele alınmıştır. 2008 küresel krizden sonra dünyada genel olarak toplu iş sözleşme oranı kapsamının daraldığı görülmektedir (Mülayim, 2023: 117). Toplu iş sözleşmelerinin baskı altına alınmasının böyle bir eğilime neden olduğu ifade edilebilir. Avrupa Birliği üyesi ülkelerde ise toplu iş sözleşmesi kapsama oranı ortalaması %60 olmakla birlikte ülkelere göre farklılık arz etmektedir. Kuzey ülkelerinde toplu iş sözleşmesi kapsama oranı %87 iken sendikalaşma yoğunluğu %65 civarındadır. Sendikalaşmanın en düşük olduğu İrlanda, Malta, İngiltere gibi batı bölümünde ise toplu iş sözleşmesi kapsama oranı ortalama %27, sendikalaşma oranı yaklaşık %13 civarındadır (Muller, 2021: 2). Avrupa Birliği ülkelerinde toplu iş sözleşme kapsamının sendikalaşma oranından yüksek olmasının temelinde teşmil uygulaması yatmaktadır. Teşmil uygulaması ile toplu iş sözleşmesi kapsama oranı büyük ölçüde arttırılabilmektedir. Teşmil sayesinde örgütsüz işçilerin de toplu iş sözleşmesinden yararlanması sağlanmaktadır. Bu çerçevede işverenler arasındaki haksız rekabetin de önüne geçilmektedir. Ayrıca işçi hakları konusunda yaşanan gelişmelerin tüm ülkeye yayılması sağlanabilmektedir (Demircioğlu, 2009: 120-121). Avrupa Birliği ülkelerinde toplu iş sözleşme kapsamının sendikalaşma oranından fazla olması, Tablo 2’deki Türkiye verileriyle farklılık arz etmektedir. Bu durum, bir ön çıkarım olarak değerlendirilebilir. OECD ülkeleri toplu iş sözleşmesi kapsama oranı ise 2019 yılı itibarıyla %32,1 olarak hesaplanmıştır (OECD, 2023). Gerek Avrupa Birliği ülkeleri gerekse OECD ülkeleri bazında değerlendirildiğinde Türkiye’de sendikalaşma ve toplu iş sözleşme kapsamının çok düşük düzeyde olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca Tablo 2’deki veriler tüm işçileri kapsamakta olup özel sektör olarak değerlendirildiğinde toplu iş sözleşme kapsamının %5,2 düzeyinde olduğu görülmektedir (DİSK-AR, 2022).

Toplu iş sözleşmesi kapsama oranını etkileyen faktörler çeşitli biçimlerde ele alınabilir. Söz konusu faktörlerin başında sendikalaşma oranı gelmektedir. 6536 sayılı yasa gereği bir işçinin toplu iş sözleşmesinden faydalanabilmesi için sendika üyesi olması veya ilgili sendikaya dayanışma aidatı ödemesi gerekmektedir. Bu bağlamda sendikalaşma oranının toplu iş sözleşmesi kapsama oranı üzerinde pozitif bir etkisi olması doğaldır. Toplu iş sözleşmesi kapsama oranını etkileyen diğer bir unsur, toplu iş sözleşmesinin düzeyidir. Toplu iş sözleşmesinin düzeyi, sözleşmenin kapsayacağı alan olarak tanımlanmaktadır (Akyiğit, 2022: 397). Birden fazla işverenin olduğu toplu iş sözleşmelerinde söz konusu düzey yükselmektedir. Bu bağlamda bazı Avrupa ülkelerinde sendikalaşma oranının çok üzerinde toplu iş sözleşmesi kapsama oranına ulaşılabilmektedir. Sözgelimi Avusturya’da işkolu bazında yapılan bir toplu iş sözleşmesi, o işkolundaki tüm işçilere uygulanmaktadır. Nitekim Avusturya’da toplu iş sözleşmesi %98 düzeyindedir. Bu bağlamda toplu iş sözleşmesi düzeyinin yasal düzenlemelerle yükseltilmesi, sendikalaşma oranından bağımsız olarak toplu iş sözleşmesi kapsama oranı üzerinde yükseltici bir etkiye sahip olmaktadır. Söz konusu yasal düzenlemelerin bulunmadığı ülkelerde ise toplu iş sözleşmesi kapsama oranının sendikalaşma oranı ile orantılı olduğu ifade edilebilir (Visser vd., 2017: 6). Toplu iş sözleşmesi kapsama oranını etkileyen diğer bir faktör teşmil uygulamasıdır. Teşmil, yürürlükte olan bir toplu iş sözleşmesinin o işkolunda çalışan diğer işçileri de kapsayacak şekilde genişletilmesi olarak tanımlanabilir (Subaşı, 2013: 209). Bu çerçevede toplu iş sözleşmesinin hükümleri, o işkolundaki sendikalı ve sendikasız tüm işçilere teşmil edilmektedir (Egemen, 1992: 60). Fransa’da sendikal yoğunluk %8 civarında olmasına karşılık teşmil uygulaması etkin bir şekilde uygulanması ile toplu iş sözleşmesi kapsama oranı %98 düzeyine çıkarılabilmektedir. (Oesingmann, 2016: 62). Almanya’da ise teşmil uygulaması bulunmasına rağmen çok yaygın kullanılmamaktadır. Nitekim son dönemde Almanya’da toplu iş sözleşmesi kapsamının giderek düştüğü görülmektedir (Jirjahn, 2015: 4). Danimarka, Malta, İngiltere, Yunanistan gibi ülkelerde ise teşmil uygulaması bulunmamaktadır. Türkiye’de de zorunlu teşmile ilişkin yasal bir düzenleme bulunmamakla birlikte sendikaların veya Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığının talebi üzerine Cumhurbaşkanını, teşmil müessesini işletebilmektedir (Mülayim, 2023: 140).

Yukarıda ifade edildiği gibi toplu iş sözleşmesi kapsama oranını etkileyen faktörler, genel olarak hukuki açıdan ele alınmaktadır. Bu çalışmada ise toplu iş sözleşmesi kapsama oranını etkileyen iktisadi değişkenler araştırılmıştır. Sendikalaşma olgusunu piyasa ekonomisi dışında düşünmek ve salt hukuki bir süreç olarak ele almak eksik bir analiz olarak değerlendirilmektedir. Nitekim makroekonomik faktörlerin emek piyasası üzerindeki etkisi değerlendirildiğinde söz konusu faktörlerin sendikalaşmaya ve toplu iş sözleşmesi kapsama oranına yansımalarının bulunması kaçınılmazdır. Sözgelimi enflasyonun yüksek olduğu dönemlerde firmaların gelecekteki beklentileri olumsuzla dönebilmekte ve firmalar emek maliyetlerinin artmasını önlemeye çalışmaktadır. Bu çerçevede işletmelerin sendikal örgütlenmenin önüne engeller koyabileceği ve sendikalaşmanı düşüreceği ifade edilebilir. Öte yandan sendikalaşma oranının tüm dünyada sanayi sektöründe daha yüksek olduğu bilinmektedir. Bu yönüyle sanayi lehine gerçekleşecek yapısal bir değişimin sendikalaşmayı arttırması doğaldır. Bu çalışmada Türkiye ekonomisi için bazı makroekonomik faktörlerin toplu iş sözleşmesi kapsama oranı üzerindeki etkilerinin saptanması amaçlanmaktadır. Bu yönüyle piyasa koşullarının toplu iş sözleşmesi kapsamına hangi mekanizmalar yoluyla etki ettiği tartışmaya açılmaktadır. Bir başka ifadeyle iktisadi gelişmeler ile toplu iş sözleşmesi kapsama oranının birlikte hareket edip etmediğinin ortaya konması bu çalışmanın önemli bir çıktısı oluşturmaktadır.

Literatür

Literatürde sendikalaşma ve toplu iş sözleşme kapsama oranını etkileyen faktörlere ilişkin çalışmalar, yukarıda da ifade edildiği gibi genel olarak hukuki ve sosyal çerçevede ele alınmıştır. Görmüş (2020), çalışmada toplu iş sözleşmesi kapsama oranını etkileyen faktörleri karşılaştırmalı endüstri ilişkileri temelinde analiz etmiştir. Çalışmanın sonucunda toplu iş sözleşmesi kapsama oranı ile sendikal yoğunluk, toplu pazarlık koordinasyon derecesi, teşmil uygulamasının kullanım sıklığı arasında orta düzeyli bir korelasyon bulunmuştur. Ayrıca işveren örgütlenme yoğunluğu ve baskın toplu pazarlık düzeyi arasında yüksek düzeyli korelasyon tespit edilmiştir. Mülayim (2023), toplu iş sözleşmesi kapsamını etkileyen faktörleri açıkladığı çalışmada sendikal yoğunluk ile toplu iş sözleşme kapsama oranı arasında doğru orantı olduğunu ifade etmiştir. Çalışmada toplu iş sözleşmesinin düzeyi ve teşmil mekanizmasının da toplu iş sözleşme kapsama oranına etki ettiği değerlendirilmiştir.

Bu çalışmanın literatürden farkı, toplu iş sözleşmesi kapsama oranının iktisadi değişkenler ile ilişkilendirilmiş olmasıdır. Literatürde iktisadi değişkenlerle toplu iş sözleşme kapsamı arasındaki ilişkileri ele alan çok sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Oswald (1982), sendikalaşmadaki artışın ücretleri yükselteceğini, bu mekanizma ile istihdam ve üretimin düşeceğini ifade etmiştir. Blanchard ve Summers (1986), çalışmalarında 1980’li yıllar için yüksek sendikal yoğunluğun doğal işsizlik oranını arttırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Ramjas (1989), sendikalaşma oranındaki artışın işçi verimliliği üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu saptamıştır. Bean ve Crafts (1995), çalışmalarında sendikalaşmadaki artışın toplam faktör verimliliği üzerinde olumsuz etkiye sahip olduğunu ifade etmişlerdir. De Groot (2001), çalışmada sendikaların ücretler genel düzeyini arttıracaklarını, ücretlerdeki artışın verimlilik artışları ile telafi edilemezse enflasyonu arttıracaklarını saptamıştır. Daveri ve Tabellini (2000), çalışmalarında vergilendirme süreçlerinin iktisadi etkilerini incelemişlerdir. Çalışmanın sonucunda aşırı vergilendirmenin işçilere yansıtılması halinde işgücü maliyetlerinin artacağı ve işsizliğin artarak sendikalaşma oranını düşüreceği saptanmıştır. Van Reenen (1996) ve Wrigles (2002), yaratıcı işletmelerin daha yüksek ücret öderken rekabetçi işletmelerde ücretler genel düzeyinin düşük olduğunu ifade etmektedirler.

Bu bağlamda sendikalar güçlenmekte, araştırma-geliştirme çalışmalarına kaynak aktarılamamaktadır. Bu durum ise büyümenin yavaşlamasına neden olmaktadır. Turnbull (2003), çalışmasında sendikalaşmanın GSYH büyümesini yavaşlattığını tespit etmiştir. Baker vd. (2005), çalışmasında toplu iş sözleşmesi kapsamı ile işsizlik arasında önemsiz sayılabilecek bir ilişki bulmuştur. Murtin vd. (2014), çalışmalarında toplu iş sözleşme kapsama oranının sendikalaşma oranından daha büyük olması durumunda ücretlerin katı hale geleceğini ve bu durumun istihdama zarar vereceğini tespit etmişlerdir. Barbier-Gauchard vd. (2023), yaptıkları çalışmada sendikalaşmanın güçsüz olması halinde nominal ücretlerin ve istihdamın düştüğünü belirlemişlerdir. Bu durum enflasyon üzerinde aşağıya doğru baskı oluşturmaktadır.

Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde sendikalaşma oranı ve toplu iş sözleşmesi kapsama oranı değişkenlerinin genel olarak işgücü piyasasıyla ilişkilendirildiği görülmektedir. Bu bağlamda çoğunlukla sendikalaşma oranı ve toplu iş sözleşme kapsama oranının işsizlik ve istihdam ile etkileşimi ele alınmıştır. Ayrıca Türkiye ekonomisi için sendikalaşma ve toplu iş sözleşmesi kapsama oranı ile iktisadi değişkenler arasındaki ilişkileri konu alan çok fazla çalışma bulunmamaktadır. Peker ve Bölükbaş (2012), yaptığı çalışmada Türkiye ekonomisi için reel sektör güven endeksi, toplu iş sözleşmelerinin sayısı, üretici fiyat endeksi ve işsizlik arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada 2000-2011 yılları arası dönem için aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda özel sektör toplu iş sözleşmesi sayısının işsizliği arttırdığı tespit edilmiştir. Tarı ve Bakkal (2017), yaptığı çalışmada Türkiye ekonomisi için işsizliğin belirleyicilerini 1980-2012 dönemi için araştırmışlardır. Çalışma sonucunda sendikalaşmadaki artışın işsizlik oranını yükselttiğini belirlemişlerdir. Sarıca (2023), 1987-2020 dönemi için sendikalaşma oranı, işsizlik oranı, ticari açıklık oranı ve kamu nihai tüketim harcamaları arasındaki eşbütünlük ve nedensellik ilişkilerini incelemiştir. Çalışmada ARDL sınır testi ve Toda Yamamoto nedensellik testi yöntemleri kullanılmış ve değişkenlerin eşbütünlük olduğu belirlenmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre sendikalaşma oranının işsizlik oranı üzerinde negatif etkisi bulunmaktadır. Ayrıca sendikalaşma oranı ile ticari açıklık oranı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır.

Bu çalışmada iktisadi değişkenlerin toplu iş sözleşmesi kapsama oranı üzerindeki etkileri kapsamlı bir biçimde ele alınmaktadır. Bu çerçevede ülkedeki ekonomik koşulların toplu iş sözleşmesi kapsamına olan etkilerinin tartışmaya açılması hedeflenmektedir.

Veri Seti Ve Yöntem

Bu çalışmada veri seti olarak toplu iş sözleşmesi kapsama oranı, kişi başına gelir, sanayi sektörünün katma değer içindeki payı ve enflasyon değişkenleri kullanılmıştır. Toplu iş sözleşmesi kapsama oranı serisi, DİSK-AR (2019) ve DİSK-AR (2022) verilerinden elde edilmiştir. Diğer verilerin tamamı Dünya Bankası sitesinden alınmıştır. Çalışmanın veri aralığı 1988-2022 olarak belirlenmiştir. Ele alınan tüm seriler logaritmik değerleriyle analize dâhil edilmiştir. Değişkenler arasındaki ilişkinin tespiti için Johansen (1988) eşbütünlük testi ve ARDL sınır testi kullanılmıştır. Johansen eşbütünlük testinin gerçekleştirilebilmesi için serilerin durağanlık mertebelerinin belirlenmesi önem arz etmektedir. Bu bağlamda tüm değişkenler için Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri uygulanmıştır. Ayrıca verilerin yapısı itibarıyla iki yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testi kullanılmıştır.

Birim kök testleri, ekonometri literatüründe önemli bir yere sahiptir. İlk birim kök testi, Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilmiştir. Dickey-Fuller birim kök testi çerçevesinde sabitsiz model, sabitli model, sabitli ve trendli model şeklinde üç farklı model spesifikasyonu kullanılmaktadır. Bu çalışmada kullanılan zaman serilerinin yapısı itibarıyla sabitli ve trendli model spesifikasyonu uygulanmıştır. Söz konusu modelin matematiksel gösterimi aşağıdaki gibidir.

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Yukarıdaki model, birinci mertebeden otoregresif bir model olarak tanımlanmıştır. Modelde μ sabit terimi ifade etmektedir. Modelde yer alan trend, t ile ifade edilmiştir. δ ise modelin parametresidir. Birim kök testinin temel ve alternatif hipotezleri aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$H_0 : \delta = 0 \quad (2)$$

$$H_1 : \delta < 0 \quad (3)$$

DF birim kök testinin uygulama aşamasında temel hipotezin sınanması için kullanılan kritik değerler, Dickey ve Fuller (1979) ve MacKinnon (1991) tarafından geliştirilmiş olup kullanılan model spesifikasyonuna göre değişiklik göstermektedir. Bu çalışmada kullanılan sabitli ve trendli model için τ_t kritik değerleri kullanılmaktadır. Hipotez sınavında kullanılan tau test istatistiği ise aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{SE(\hat{\delta})} \quad (4)$$

DF testinin karar aşamasında (4) numaralı eşitlikteki gibi hesaplanan test istatistiği kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Test istatistiğinin seçili anlamlılık seviyesinde kritik değerden büyük olması halinde (2) numaralı eşitlikte ifade edilen birim kök temel hipotezi reddedilememektedir. Bir başka ifadeyle analiz edilen serinin birim kök süreci izlediği sonucuna ulaşılmaktadır.

Yukarıda (1) numaralı eşitlikte görüldüğü gibi Y_t zaman serisinin birinci mertebeden otoregresif modele uyduğu varsayılmaktadır. Ancak zaman serileri her zaman birinci mertebeden otoregresif süreç izlemeyebilir. Herhangi bir zaman serisi birinci mertebeden farklı otoregresif bir modele uygunluk gösterdiği halde (1) numaralı eşitlikteki gibi ifade edilirse hata terimlerinde otokorelasyon sorunu ortaya çıkmaktadır. Bu durumda Dickey-Fuller dağılımı geçersiz hale gelmektedir (Harris ve Sollis, 2003: 42-46). Dickey ve Fuller (1981), söz konusu otokorelasyon sorununu gidermek amacıyla uygulanan model spesifikasyonuna göre kullanılan eşitliğin sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini ilave etmeyi önermişlerdir. Bu bağlamda ortaya konan test, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi olarak adlandırılmıştır. Söz konusu değişiklik yapıldığında sabitli ve trendli model olarak ifade edilen (1) numaralı eşitlik aşağıdaki biçime dönüşmektedir.

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \delta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

ADF test süreci, DF testiyle aynıdır. Temel ve alternatif hipotezler, (2) ve (3) numaralı eşitliklerdeki gibi ifade edilmektedir. Ayrıca karar aşamasında yine Dickey-Fuller veya MacKinnon kritik değerleri kullanılmaktadır (Harris, 1995: 32-36).

Bu çalışmada uygulanan diğer birim kök testi Phillips-Perron (PP) birim kök testidir. Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen PP testinin ADF testinden farkı, hata terimlerinin otokorelasyonsuz olma varsayımının gevşetilmiş olmasıdır (Enders, 2010: 229). PP testi, Dickey-Fuller istatistiğinin parametrik olmayan modifikasyonu olarak da ifade edilebilir (Çil, 2018: 299). Phillips ve Perron (1988), modele bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini eklemek yerine test istatistiğini değiştirmişlerdir (Mills ve Markellos, 2008: 80). PP testi çerçevesinde kullanılan test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$Z_\alpha = T(\hat{\delta} - 1) - CF \quad (6)$$

PP testinde kullanılan kritik değerler DF testi ile aynıdır. Bu bağlamda (6) numaralı eşitlikteki gibi hesaplanan test istatistiğinin seçili anlamlılık düzeyinde kritik değerden büyük olması halinde birim kök durumunu ifade eden temel hipotez reddedilememekte ve analiz edilen serinin birim kök süreci izlediğine karar verilmektedir.

Bir zaman serisinde yapısal kırılmalar varsa ve söz konusu kırılmalar birim kök testinin içine alınmamışsa birim kök testinden elde edilen sonuçlar sapmalı olmaktadır. Sapma, birim kök temel hipotezinin kabulüne doğru gerçekleşmektedir. Bu bağlamda yapısal kırılmanın varlığı durumunda yapısal kırılmalı birim kök testleri geleneksel birim kök testlerine göre üstünlük arz etmektedir. Bu çalışmada düzeyde ve eğimde bir yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews (ZA) birim kök testi kullanılmıştır. Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen ZA birim kök testi, bir yapısal kırılmayı dikkate almakta ve kırılma tarihi test sürecinde içsel olarak belirlenmektedir. ZA testinde düzeyde, eğimde ve hem düzeyde hem eğimde bir yapısal kırılmayı dikkate alan üç farklı model spesifikasyonu kullanılmaktadır. Bu çalışmada düzeyde ve eğimde bir yapısal kırılmayı dikkate alan model spesifikasyonu kullanılmış olup testin temel ve alternatif hipotezleri aşağıdaki gibidir.

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU_t(\lambda) + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k d_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Yukarıdaki denklemlerde kullanılan kukla değişkenler aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1, & t > TB \text{ ise} \\ 0, & t \leq TB \text{ ise} \end{cases} \quad (9)$$

$$DT_t(\lambda) = \begin{cases} t - TB, & t > TB \text{ ise} \\ 0, & t \leq TB \text{ ise} \end{cases} \quad (10)$$

$$\lambda = \frac{TB}{T} \quad (11)$$

Bu çerçevede ZA testinin temel ve alternatif hipotezi aşağıdaki gibidir.

$$H_0 : \delta = 0 \quad (12)$$

$$H_1 : \delta < 0 \quad (13)$$

Yukarıdaki parametre tahminlerine ilişkin olası tüm kırılmalar için t istatistikleri hesaplanmakta ve t istatistiğinin minimum olduğu noktada kırılma tarihi, içsel olarak belirlenmektedir. Söz konusu minimum test istatistiği, karar aşamasında Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan test istatistiği kritik değerden büyükse temel hipotez reddedilememekte ve serinin birim kök süreci izlediğine karar verilmektedir.

Değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesi için birim kök testlerinden elde edilen bilgiler önem arz etmektedir. Granger ve Newbold (1974), durağan olmayan zaman serileriyle çalışıldığında, aralarında ilişki olmayan verilerden ilişki varmış gibi sonuçlara ulaşılabileceğini ortaya koymuşlardır. Bu durum, literatürde sahte regresyon olarak tanımlanmaktadır. Ancak durağan olmayan zaman serilerinin doğrusal bir bileşimi durağan olabilmektedir. Bu değişkenler eşbütünleşik olarak ifade edilmektedir (Maddala ve Kim, 2004: 34). Eşbütünleşme kavramı, serilerin durağan olmaları dahi uzun dönemde birlikte hareket etmesi olarak da tanımlanabilir (Hamilton, 1994: 571).

Literatürdeki ilk eşbütünleşme testi Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilmiştir. Engle-Granger testi çerçevesinde öncelikle analiz edilen iki zaman serisi için regresyon denklemi kurulmaktadır. Ardından regresyon denkleminin tahmininden elde edilen kalıntılara DF birim kök testi uygulanmaktadır. DF testi sonucunda kalıntı serisi durağan bulunursa iki serinin eşbütünleşik olduğu sonucuna varılmaktadır. DF birim kök testi uygulamasında Dickey-Fuller kritik değerleri yerine Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen kritik değerler kullanılmaktadır. Engle-Granger eşbütünleşme testi, sadece iki değişken arasındaki uzun dönem denge ilişkisini ortaya koyabilmektedir. Ayrıca Engle-Granger testinde bağımlı değişken seçimine göre birbirinden farklı sonuçlar elde edilebilmektedir. Bu eksiklikleri gidermek üzere Johansen (1988) tarafından yeni bir eşbütünleşme testi geliştirilmiştir. Johansen testi ile birden fazla eşbütünleşme vektörünün bulunduğu durumlarda da analiz yapmak mümkündür. Johansen eşbütünleşme testi çerçevesinde öncelikle tüm değişkenlerin bağımlı değişken olarak ele alındığı VAR (Vektör Otoregresif) modeli kurulmaktadır. VAR modelinin tahmininden elde edilen katsayılar matrisinin rankı eşbütünleşme vektörlerinin sayısını ifade etmektedir. Söz konusu matrisin rankı sıfıra eşitse seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Eşbütünleşme vektörlerinin sayısını bulmak için katsayılar matrisinin karakteristik köklerini kullanmak da mümkündür (Brooks, 2008: 351). Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmuyorsa karakteristik kökler ve rank sıfıra eşittir. Ancak katsayılar matrisinin rankı bir'e eşitse birinci kök (λ_1) sıfır ile bir arasında değer almakta, diğer karakteristik kökler ($\lambda_2, \lambda_3, \dots, \lambda_n$) sıfıra eşit olmaktadır. Karakteristik köklerin sayısının birden farklı olmasının belirlenmesi için kullanılan test istatistikleri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Enders, 2010: 404).

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (14)$$

$$\lambda_{max}(r \setminus r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (15)$$

Johansen ve Juselius (1990), λ_{trace} ve λ_{max} istatistikleri için kritik değerler üretmişlerdir. Hesaplanan test istatistiklerinin kritik değerlerden büyük olması durumunda r sayıda eşbütünleşme vektörü olduğunu ileri süren sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bir başka ifadeyle değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu karar verilmektedir.

Johansen eşbütünleşme testinin uygulanabilmesi için değişkenlerin aynı mertebeden durağan olması gerekmektedir. Bu bağlamda eşbütünleşme testine geçmeden önce birim kök testlerinin yapılması önem arz etmektedir. Modelin gecikme uzunluğu ise VAR modelinin kurulması aşamasında belirlenmektedir. Hata terimlerinin durağanlığı açısından gecikme uzunluğunun doğru belirlenmesi de ayrıca önemlidir (Sevütekin ve Çınar, 2017: 582).

Bulgular

Yöntem kısmında açıklandığı üzere öncelikle değişkenlerin durağanlık durumu araştırılmıştır. Bu bağlamda ADF ve PP birim kök testleri uygulanmıştır. Söz konusu test sonuçları Tablo 3'te sunulmuştur. Her iki testte de sabitli ve trendli model uygulanmıştır.

Tablo 3’te sunulan sonuçlar hem düzey değerleriyle hem de birinci fark değerleriyle elde edilen sonuçları göstermekte ve Johansen eşbütünleşme testi açısından önem taşıyan durağanlık mertebelerinin belirlenmesi hedeflenmektedir.

Tablo 3. ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Düzy				
	Toplu Sözleşme Kapsama Oranı	Enflasyon	Sanayi KD/GSYH	Kişi Başına Gelir
ADF İstatistiği	-0,553428	-0,723740	-0,886679	-1,499776
PP İstatistiği	-0,677505	-0,824227	-0,886679	-1,587741
Kritik Değer	-3,552973	-3,552973	-3,552973	-3,552973
Birinci Farklar				
ADF İstatistiği	-6,248372**	-4,871563**	-4,843305**	-6,054405**
PP İstatistiği	-6,208120**	-4,868392**	-4,832591**	-6,054405**
Kritik Değer	-3,557759	-3,557759	-3,562882	-3,557759

*%5 anlamlılık düzeyi, **%1 anlamlılık düzeyi

Tablo 3’te görüldüğü gibi değişkenlere düzey değerleriyle uygulanan birim kök testleri sonucunda hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden büyük bulunmuştur. Bu bağlamda tüm değişkenler için gerek ADF gerekse PP testi ile birim kök temel hipotezi reddedilememiştir. Bir başka ifadeyle tüm değişkenler düzey değerleriyle birim kök süreci izlemektedir. Tablo 3’ün ikinci kısmında birinci fark değerleriyle uygulanan birim kök testi sonuçları verilmiştir. Tablodan görüldüğü üzere tüm değişkenler için hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden küçüktür. Birim kök temel hipotezi reddedilmiştir. Bir başka ifadeyle analiz edilen serilerin tamamı birinci mertebeden durağandır. Ayrıca verilerin yapısı itibarıyla bir yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testi uygulanmış, düzeyde ve eğimde bir yapısal kırılmayı dikkate alan model spesifikasyonuna ilişkin test sonuçları Tablo 4’te sunulmuştur.

Tablo 4. Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

Düzy				
	Toplu Sözleşme Kapsama Oranı	Enflasyon	Sanayi KD/GSYH	Kişi Başına Gelir
Gecikme	4	4	3	4
Kırılma Tarihi	2013	2003	2010	2004
Test İstatistiği	-4,204084	-4,194367	-3,996980	-3,706478
Birinci Farklar				
Gecikme	4	4	1	0
Test İstatistiği	-5,257699*	-6,830856**	-6,151200**	-7,222869**

Kritik Değerler: 5,57 (%1), 5,08 (%5), *%5 anlamlılık düzeyi, **%1 anlamlılık düzeyi

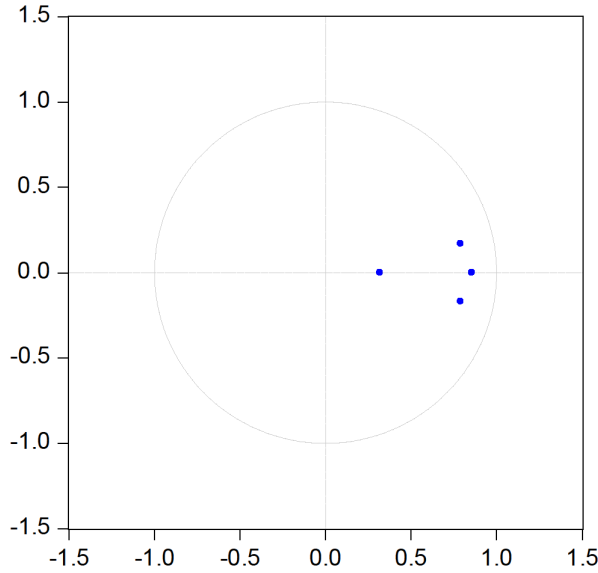
Tablo 4’teki sonuçlar incelendiğinde düzey değerleriyle tüm değişkenler için hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden büyüktür. Bu bağlamda değişkenler birim köklü bulunmuştur. Birinci fark serileri ise düzeyde ve eğimde bir yapısal kırılma ile trend durağandır.

Değişkenler birinci mertebeden durağan bulunduğuna göre Johansen eşbütünleşme testinin ilk varsayımının sağlandığı ifade edilebilir. Bu aşamada VAR model kurularak modelin gecikme uzunluğu belirlenmiştir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesi için kullanılan bilgi kriterlerine ilişkin sonuçlar Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	133,7534	NA	3,53e-09	-8,109585	-7,926368	-8,048854
1	232,2794	166,2627	2,05e-11	-13,26746	-12,35138	-12,96381
2	237,6791	7,762087	4,20e-11	-12,60494	-10,95599	-12,05836

Tablo 5'te görüldüğü gibi bilgi kriterlerinin kullanılması sonucunda modelin gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. Kurulan modelin istikrar koşulunu sağlaması da Johansen eşbütünleşme testinin yapılabilmesi açısından önem arz etmektedir. İstikrar koşulunun sağlanabilmesi için AR karakteristik polinomunun ters köklerinin birim çember içinde olması gerekmektedir. Söz konusu durum Şekil 1'de gösterilmiştir.



Şekil 1. AR Karakteristik Polinomu Ters Köklerinin Birim Çember İçindeki Konumu

Şekil 1'de görüldüğü gibi tüm ters kökler birim çemberin içindedir. Modelin istikrar koşulunun sağlandığı söylenebilir. Bu aşamada Johansen eşbütünleşme testinin uygulanmasına geçilmiş ve test sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

H_0	H_1	Eigenvalue	Trace İstatistiği	Kritik Değer (%5)	H_1	Max-Eigen İstatistiği	Kritik Değer (%5)
$r = 0$	$r \geq 1$	0,565791	58,89134	47,85613	$r = 1$	26,69536	27,58434
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0,433520	32,19597	29,79707	$r = 2$	18,18604	21,13162
$r \leq 2$	$r \geq 3$	0,213194	14,00993	15,49471	$r = 3$	7,672734	14,26460
$r \leq 3$	$r \geq 4$	0,179661	6,337195	3,841466	$r = 4$	6,337195	3,841466

Tablo 6'da görüldüğü gibi $H_0 : r = 0$ ve $H_1 : r \geq 1$ hipotezleri için trace istatistiği %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerden daha

büyüktür. H_1 hipotezi kabul edilerek teste devam edilmiştir. $H_0 : r \leq 1$ ve $H_1 : r \geq 2$ hipotezleri için de aynı durum geçerlidir. Ancak $H_0 : r \leq 2$ ve $H_1 : r \geq 3$ hipotezleri için hesaplanan trace istatistiğinin kritik değerden daha küçük olduğu görülmektedir. Bu çerçevede H_1 hipotezi reddedilerek değişkenler arasında en fazla 2 eşbütünlüşme vektörünün bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Max-Eigen istatistiğine göre ise $H_0 : r = 0$ ve $H_1 : r = 1$ hipotezleri için istatistik değeri kritik değerden daha küçüktür. Bir başka ifadeyle H_1 hipotezi reddedilerek değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi bulunamamıştır. Test sonuçları değerlendirildiğinde trace istatistiği çerçevesinde eşbütünlüşme kanıtlarının elde edildiği söylenebilir.

Değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisinin geçerli olabilmesi için hata terimleri arasında otokorelasyon olmaması, hata terimlerinin normal dağılıma uygun olması ve sabit varyans varsayımlarının sağlanması gerekmektedir. Bu bağlamda öncelikle otokorelasyon sorunu LM testi ile sınanmış ve test sonuçları Tablo 7’de sunulmuştur.

Tablo 7. LM Otokorelasyon Testi Sonuçları

Gecikme	F İstatistiği	Olasılık
1	0,764182	0,7183
2	1,010097	0,4581

Tablo 7’de görüldüğü gibi olasılık değerleri 0,05’ten büyüktür. Hata terimleri arasında otokorelasyon bulunmadığını öne süren temel hipotez reddedilememiştir. Bir başka ifadeyle otokorelasyonsuzluk varsayımı sağlanmıştır. Sabit varyans varsayımının sınanması için White testi uygulanmış ve test sonuçları Tablo 8’de sunulmuştur.

Tablo 8. White Değişken Varyans Testi Sonuçları

Ki-Kare İstatistiği	Olasılık
90,56712	0,1967

Tablo 8’de olasılık değerinin 0,05’ten büyük olduğu görülmektedir. Sabit varyansı ileri süren temel hipotez reddedilememiştir. Bir başka ifadeyle sabit varyans varsayımı da sağlanmıştır. Hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığı ise Jarque-Bera testi ile sınanmış ve test sonuçları Tablo 9’da sunulmuştur.

Tablo 9. Jarque-Bera Testi Sonuçları

Joint	Olasılık
7,156243	0,5199

Tablo 9’da görüldüğü gibi olasılık değeri 0,05’ten büyüktür. Hata terimlerinin normal dağılıma uygun olduğunu öne süren temel hipotez reddedilememiştir. Bu bağlamda normallik varsayımının da sağlandığı sonucuna ulaşılmıştır. Varsayımların sınanmasının ardından uzun dönem katsayılarının tahminine geçilmiştir. Tahmin sonuçları Tablo 10’da özetlenmiştir.

Tablo 10. Uzun Dönem Katsayı Tahminleri (Bağımlı Değişken: Toplu İş Sözleşmesi Kapsama Oranı)

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
Sanayi KD/GSYH	3,397089	0,43791	7,75744	0,0000
Kişi Başına Gelir	-1,177468	0,12723	-9,25482	0,0000
Enflasyon	-0,485817	0,08332	-5,83090	0,0000
Sabit	1,242414			

Tablo 10'daki t istatistikleri incelendiğinde tümünün mutlak değer olarak %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden (1,96) büyük olduğu görülmektedir. Bir başka ifadeyle katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Model logaritmik olduğu için tüm katsayılar esneklik olarak değerlendirilebilir. Sanayi katma değerinin GSYH içindeki payında yaşanan %1'lik artış, sendikalaşma oranını yaklaşık olarak %3,40 oranında arttırmaktadır. Kişi başına gelirdeki %1'lik artış ise sendikalaşma oranını yaklaşık %1,18 oranında düşürmektedir. Enflasyon oranındaki %1'lik artışın ise sendikalaşma oranını yaklaşık olarak %0,49 düşürdüğü görülmektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin geçerli olabilmesi için kısa dönemde yaşanan sapmaların uzun dönemde ortadan kalkması önem arz etmektedir. Bu çerçevede hata düzeltme modeli kurulmuştur. Hata düzeltme modeli, hata terimlerinin bir dönem gecikmeli değerleri ile oluşturulmaktadır. Hata düzeltme modeli sonuçları Tablo 11'de sunulmuştur.

Tablo 11. Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği
Sanayi KD/GSYH (-1)	-7,379034	1,04923	-7,03281
Kişi Başına Gelir (-1)	1,359182	0,29076	4,67457
Enflasyon (-1)	0,980225	0,18865	5,19595
Sabit	3,153273		
Hata Düzeltme Terimi	-0,815981	0.20541	-3.97239

Hata düzeltme modelinin çalışması için hata düzeltme terimi parametresinin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir. Tablo 11'de görüldüğü gibi hata düzeltme terimi parametresi negatiftir. Ayrıca t istatistiği incelendiğinde mutlak değer olarak %5 anlamlılık seviyesinde kritik değerden (1,69) büyük olduğu görülmektedir. Bir başka ifadeyle hata düzeltme terimi parametresi istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Hata düzeltme modeli çalışmaktadır. Kısa dönemde ortaya çıkan sapmalar 1,23 (1/0,815981) dönem sonra ortadan kalkarak uzun dönem dengesi yeniden kurulmaktadır. Daha açık söylemek gerekirse kısa dönemde eşbütünleşme ilişkisinden sapma meydana geldiğinde, söz konusu sapmanın etkisi yaklaşık 1 yıl 3 ay sonra giderilmekte ve tekrar uzun dönem denge ilişkisine dönüşmektedir.

Analiz edilen döneme ilişkin gözlem sayısının düşük olması nedeniyle ayrıca ARDL sınır testi uygulanmış ve sınır testi sonuçları Tablo 12'de sunulmuştur.

Tablo 12. Sınır Testi Sonuçları

F İstatistiği	3,708453*
Alt ve üst kritik değerler (%1)	4,614-5,966
Alt ve üst kritik değerler (%5)	3,272-4,306
Alt ve üst kritik değerler (%10)	2,676-3,586

*%10 anlamlılık düzeyi, **%5 anlamlılık düzeyi, ***%1 anlamlılık düzeyi.

Tablo 12'de görüldüğü gibi hesaplanan test istatistiği %10 anlamlılık düzeyinde alt ve üst kritik değerlerin arasındadır. Bu bağlamda değişkenler arasında eşbütünleşme kanıtı elde edildiği söylenebilir. Uzun dönem parametre tahminleri Tablo 13'te sunulmuştur.

Tablo 13. ARDL Uzun Dönem Katsayı Tahminleri (Bağımlı Değişken: Toplu İş Sözleşmesi Kapsama Oranı)

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
Sanayi KD/GSYH	4,734495	1,304680	3,628855	0,0016
Kişi Başına Gelir	-0,672383	0,195717	-3,435495	0,0025
Enflasyon	-0,398531	0,163998	-2,430100	0,0241
Sabit	-2,744366	1,790352	-1,532864	0,1402

Tablo 13’te görüldüğü gibi ARDL Sınır testinden elde edilen sonuçlar Johansen eşbütünleşme testi sonuçlarıyla uyumludur. Ancak eşbütünleşme ilişkisi %10 anlamlılık düzeyinde bulunabilmiştir. Öte yandan Johansen eşbütünleşme testi, eşanlı denklemler sistemi ile eşbütünleşme ilişkisini analiz etmekte ve elde edilen uzun dönem katsayılarının bağımlı değişken üzerindeki etkisinin ne kadarının kendisinden ne kadarının diğer değişkenlerden kaynaklandığı tam olarak yorumlanamamaktadır. Bu bağlamda daha robust sonuçlar elde etmek amacıyla eşbütünleşmeye dayalı bir regresyon tahmin yöntemi olan Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS) ile uzun dönem parametre tahminleri tekrar yapılmıştır ve tahmin sonuçları Tablo 14’te sunulmuştur.

Tablo 14. FMOLS Uzun Dönem Katsayı Tahminleri (Bağımlı Değişken: Toplu İş Sözleşmesi Kapsama Oranı)

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık
Sanayi KD/GSYH	2,188787	0,400005	5,471892	0,0000
Kişi Başına Gelir	-0,765476	0,122344	-6,256774	0,0000
Enflasyon	-0,190767	0,081658	-2,336165	0,0266
Sabit	1,039556	0,666176	1,560481	0,1295

Tablo 14’teki sonuçların daha robust olduğu göz önüne alınarak sonuç kısmında FMOLS tahminleri dikkate alınmıştır. Model logaritmik olarak kurulduğu için elde edilen katsayı tahminleri esneklik olarak değerlendirilebilir.

Sonuç

Günümüzde sendikalaşma hakkı, demokrasinin önemli göstergelerinden biri olarak kabul edilmektedir. Sendikalaşma oranının yüksek olması, işçi hakları açısından önem arz etmektedir. Ancak sendikalaşma oranı tek başına bir anlam ifade etmemekte, grevli toplu sözleşme hakkıyla bir bütün olarak değerlendirilmektedir (Tanör, 1978: 290-292). Bu bağlamda toplu iş sözleşmesi kapsama oranının sendikalaşma oranı ile birlikte ele alınması daha anlamlıdır. Sendikalaşma oranı sendika üyesi işçilerin kayıtlı çalışan tüm işçilere oranı olarak tanımlanmaktadır. Bu çalışmada kullanılan toplu iş sözleşmesi kapsama oranı ise toplu iş sözleşmesinden yararlanan işçilerin kayıtlı ve kayıt dışı tüm işçilere oranı olarak ifade edilmektedir. Toplu iş sözleşmesi kapsama oranı, işçilerin hak kullanımı hakkında daha sağlıklı bilgi sunduğu için sendikalaşma oranına tercih edilmiştir.

Toplu iş sözleşmesi kapsama oranı, çalışmanın bağımlı değişkeni olarak ele alınmıştır. Literatürde genel olarak sendikalaşma oranını ve toplu iş sözleşmesi kapsama oranını etkileyen faktörler olarak hukuki ve sosyal unsurlar dikkate alınmıştır. Bu çalışmada ise toplu iş sözleşmesi kapsama oranı, iktisadi değişkenlerin bir fonksiyonu olarak değerlendirilmiştir. Çalışmanın bağımsız değişkenleri; sanayi sektörü katma değerinin GSYH içindeki payı, kişi başına milli gelir ve enflasyon oranı olarak belirlenmiştir. Çalışma kapsamında kullanılan veri aralığı ise 1988-2022 yılları arasındadır. Öncelikle eşbütünleşme testi yapılmış ve değişkenlerin uzun dönem eşbütünleşme dengesi içinde buldukları tespit edilmiştir. Ardından uzun dönem parametre tahminleri yapılarak iktisadi değişkenlerin toplu iş sözleşmesi kapsama oranı üzerindeki etkilerinin yönü ve şiddeti belirlenmiştir. Ayrıca hata düzeltme modeli kurularak kısa dönem analizi yapılmıştır. Bu çerçevede kısa dönem sapmalarının uzun dönemde ortadan kalktığı belirlenmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre sanayi katma değerinin GSYH içindeki payında ortaya çıkan %1’lik artış, toplu iş sözleşmesi kapsama oranını yaklaşık olarak %2,19 oranında arttırmaktadır. Sendikalaşma eğiliminin genel olarak sanayi sektöründe daha yüksek olduğu değerlendirildiğinde böyle bir sonuç doğaldır. Ele alınan dönemde hizmet sektörünün diğer sektörler göre daha hızlı büyüdüğü ve sanayi sektörünün payının düştüğü değerlendirildiğinde sendikalaşma oranı ve toplu iş sözleşmesi kapsama oranının düşme eğilimine girmesi daha net olarak açıklanabilmektedir. Enflasyon oranındaki %1’lik artış ise toplu iş sözleşmesi kapsama oranını yaklaşık %0,19 düzeyinde düşürmektedir. Türkiye ekonomisi 1980 ve 1990’lı yıllarda yüksek enflasyon süreci yaşamıştır. 2003’ten itibaren düşme eğilimine giren enflasyon son yıllarda tekrar yükselmiştir. Bu bağlamda ele alınan dönemde toplu iş sözleşmesi kapsama oranındaki düşüş ile uyumlu bir sonucun ortaya çıktığı söylenebilir. Enflasyon oranındaki artışın reel ücretler ve istihdam düzeyini düşürdüğü ifade edilebilir. İşletmelerin girdi maliyetlerindeki artışların ücretler ve toplu iş sözleşmeleri üzerindeki baskılarla telafi edilmeye çalışıldığı değerlendirilebilir. Nitekim toplu pazarlık gücünün zayıf olduğu ülkelerde enflasyonist süreç, reel ücretlerde düşüşe yol açarak gelir dağılımı üzerinde de bozucu etki yapmaktadır. Bu çerçevede enflasyon oranının fiili toplu iş sözleşmesi kapsama oranı üzerindeki negatif etkisi açıklanabilir. Kişi başına milli gelirdeki %1’lik artış ise toplu iş sözleşmesi kapsama oranını yaklaşık olarak %0,77 oranında düşürmektedir. Bu sonucun Türkiye’deki fonksiyonel gelir dağılımı yapısı ile birlikte değerlendirilmesi önem arz etmektedir. DPT(2001) verilerine göre 1991 yılında emek gelirlerinin GSYH içindeki payı %32 düzeyindedir. Türkiye ekonomisi için finansal kriz yılı olan 1994’te ise söz konusu oran %26 düzeyine düşmüştür. 1990-1994 ortalaması ise %30 civarındadır. Kriz sonrasında da emek gelirlerinin GSYH içindeki payında düzelleme görülmemiş ve 1995-1999 ortalaması %24 olarak gerçekleşmiştir. 2001 yılında da Türkiye ekonomisi bir finansal kriz yaşamış

ve TÜİK (2023) verilerine göre emek gelirlerinin payı %25 olmuştur. Kriz sonrasında da yatay bir seyir izleyen emek gelirleri payında 1991 yılındaki düzey ancak 2016 yılında yakalanabilmiştir. Ancak 2016 yılından sonra tekrar gerileme eğilimi başlamış ve emek gelirlerinin payı 2022 yılında %24 seviyesine kadar düşmüştür. 2018-2022 yılları ortalaması ise %28 düzeyindedir. Özetle 1990 sonrasında fonksiyonel gelir dağılımının bozulduğu anlaşılmaktadır. Bu bağlamda büyümenin yapısının değiştiği ve artan refahtan işçilerin pay alamadığı ifade edilebilir. Bir başka ifadeyle iktisadi büyüme, emek gelirleri üzerinde pozitif bir etki ortaya çıkaramamaktadır. Hatta tam tersine büyümeye rağmen reel ücretlerde düşüş yaşandığı için emek geliri elde edenler daha yoksullaşmaktadır. Ücretler genel düzeyindeki düşüş ve istihdam yapısındaki değişimin bu mekanizma ile toplu iş sözleşmesi kapsama oranı üzerinde negatif etki yaptığı söylenebilir.

Toplu iş sözleşmesi kapsama oranının artması, gerek işçi hakları gerekse demokratikleşme açısından önem arz etmektedir. Bu çalışmanın sonuçları bağlamında değerlendirildiğinde sanayi lehine gerçekleştirilecek bir yapısal değişimin toplu iş sözleşmesi kapsama oranını yükselteceği söylenebilir. Yüksek enflasyon süreci günümüzün önemli sorunlarından biridir. Enflasyonla mücadele, beklentiler üzerinden gerçekleştirilmeli ve ekonomik risklerin azaltılması sağlanmalıdır. Enflasyondaki düşüşün toplu iş sözleşmesi kapsama oranını yükselteceği bu çalışmanın çıktılarından birini oluşturmaktadır. Ayrıca gelir dağılımının düzeltilmesine yönelik iktisat politikalarının uygulanmasının da toplu iş sözleşmesi kapsama oranını yükselteceği değerlendirilmektedir. Ayrıca iktisadi büyümenin toplumun tüm kesimlerine yayılması, ekonomik istikrarın sağlanması açısından da önem taşımaktadır. Bu çerçevede ücret gelirlerindeki aşınmayı önleyecek düzenlemeler, emek gelirleri lehine uygulanacak vergi politikaları, enflasyonla mücadele gibi unsurlar uygulamaya alınmalıdır.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar çıkar çatışması bildirmemiştir.

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

Peer-review: Externally peer-reviewed

Conflict of Interest: The author has no conflict of interest to declare.

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

ORCID:

Atilla Aydın 0000 0002 9265 5930

KAYNAKLAR / REFERENCES

- Akyiğit, E. (2022), *Toplu İş Hukuku*, İstanbul, Seçkin Yayınevi.
- Aydın, U. ve Keskin, Ö. (2015), “2821 Sayılı Kanundan 6356 Sayılı Kanuna: Türkiye’de Sendikalar Hukukunun Dönüşümü”, *Anadolu Üniversitesi Hukuk Fakültesi Dergisi*, No. 2: 1-41.
- Baker D., Glyn A., Howell D. ve Schmitt J. (2005), *Labor Market Institutions and Unemployment: Assessment of the Crosscountry Evidence*. in: Howell D (Ed.) *Fighting Unemployment: The Limits of Free Market Orthodoxy*. Oxford: Oxford University Press, Pp. 72–118.
- Barbier-Gauchard, A., Betti, T. ve De Palma, F. (2023), Monetary Policy with Weakened Unions 1, *Revue d'économie politique*, (4), 525-540.
- Bean, C. ve Crafts, N. (1995). British Economic Growth Since 1945: Relative Economic Decline and Renaissance? *Economic Growth in Europe Since*, 131- 172.
- Blanchard, O.J. ve Summers, L.H. (1986), Hysteresis and the European Unemployment Problem. *NBER Macroecon. Annu.*, 1: 15-78. <https://doi.org/10.1086/654013>
- Brooks, C. (2008), *Intoductory Econometrics for Finance*, Second Edition, Cambridge University Press.
- Çelik, A. ve Lordoğlu, K. (2006), Türkiye’de Resmi Sendikalaşma İstatistiklerinin Sorunları Üstüne, *Çalışma ve Toplum*, 2 (9), 11-30. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ct/issue/71808/1155274>
- Çil, N. (2018), *Finansal Ekonometri*. Der Yayınları, İstanbul.
- Daveri, F. ve Tabellini, G. (2000), Unemployment, Growth and Taxation in Industrial Countries, *Econ. Policy*, 30: 47- 104. <https://doi.org/10.1111/1468-0327.00057>
- De Groot, H.L.F. (2001), Unemployment, Growth, and Trade Unions. *Growth Change*, 32(1): 69-91. <https://doi.org/10.1111/0017-4815.00150>
- Demircioğlu, A. M. (2009), Ulusal ve Uluslararası Hukukta Teşmilin Hukuki Boyutları ve Uygulaması, *Sicil İş Hukuk Dergisi*, No. 15: 120-121.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American*

- Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey D.A. ve Fuller W.A.(1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), ss.1057-1072.
- DİSK-AR (2019), *Sendikalaşma Araştırması*, <https://disk.org.tr/wp-content/uploads/2019/02/Sendikalaşma-Arastirmasi.pdf>
- DİSK-AR (2022), *Araştırma Bülteni*, <https://arastirma.disk.org.tr/wp-content/uploads/2022/04/Salgın-Doneminde-Isciler-Toplu-Is-Sozlesmesinden-Yoksun-Arastirma-Bulteni-1.pdf>
- DPT (2001), *Sekizinci Beş Yıllık Kalkınma Planı, Gelir Dağılımının İyileştirilmesi ve Yoksullukla Mücadele Özel İhtisas Komisyonu Raporu*, Ankara, Erişim Tarihi: 11 Eylül 2023, <https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2022/08/Gelir-Dagiliminin-Iyilestirilmesi-ve-Yoksullukla-Mucadele-OIK-Raporu.pdf>
- Egemen, E. (1992), Toplu İş Sözleşmesinin Teşmili, *Sosyal Siyaset D.*, C. I, S. 4, Nisan 1992.
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*. Third Edition, Wiley, New York
- Engle, R.F. ve Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, 251-76.
- Görmüş, A. (2020), Toplu Pazarlık Kapsamını Etkileyen Faktörler: Karşılaştırmalı Endüstri İlişkileri Temelinde Türk Endüstri İlişkileri Sisteminin Modernizasyonu, *Journal of Social Policy Conferences*, (78), 63-109. DOI: 10.26650/jspc.2020.78.0003
- Granger, C.W.J. ve Newbold, P. (1974), Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Harris, R. (1995), *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall.
- Harris, R. ve Sollis, R. (2003), *Applied Time Series, Modelling and Forecasting*, John Wiley and Sons.
- ILO (1997), *World Labour Report 1997-1998*, Geneva,
- ILO. (2018), *Quick Guide on Sources and Uses of Collective Bargaining Statistics*, ILO Publications, International Labour Office, Geneva, Switzerland
- Jirjahn, U. (2015), *Research on Trade Unions and Collective Bargaining in Germany: The Contribution of Labor Economics*. Trier: Universität Trier.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economics Dynamic and Control*, 12(2-3), 231–254.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kutal, M. (2014), Sendikalar ve Toplu İş Sözleşmesi Yasasının Kimi Hükümlerinin İptali İstemi, *Çalışma ve Toplum Dergisi*, (43), 13–28.
- MacKinnon, J.G. (1991), *Critical Values for Cointegration Tests*, Edited by Engle, R.F. and Granger, C.W.J., Long run economic relationship, Oxford University Press.
- Maddala, G.S. ve Kim, I.M. (2004), *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, Sixth Printing.
- Mills, T.C. ve Markellos, R.N. (2008), *The Econometric Modelling of Financial Time Series, Third Edition*, Cambridge University Press.
- Muller, T. (2021), Collective Bargaining Systems in Europe- Some Stylised Facts, Brussels: *UNI Europa Regional Conference Paper*.
- Murtin F., Serres A. ve Hijzen A. (2014), Unemployment and the Coverage Extension of Collective Wage Agreements. *European Economic Review* 71: 52–66.
- Mülayim, B. O. (2023), Avrupa ve Ülkemizde Toplu İş Sözleşmesi Kapsama Oranı ve Bu Oranı Etkileyen Faktörler, *Ankara Sosyal Bilimler Üniversitesi Hukuk Fakültesi Dergisi* 5, 110-153.
- OECD (2023, OECD Statistics on Collective Bargaining Coverage, Erişim tarihi: 08 Eylül 2023, <https://stats.oecd.org/Index.aspx?QueryId=92378>
- Oesingmann, K. (2016), The Extension of Collective Agreements in Europe.’’ Cesifo Dice Report, *Journal For Institutional Comparisons* 14, no. 2, 59-64.
- Oswald, A.J. (1982), Trade Unions, Wages and Unemployment: What Can Simple Models Tell Us? *Oxf. Econ. Pap.*, 34(3): 526-545. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a041569>
- Peker, O. Ve Bölükbaş, M. (2012), Türkiye’de İşsizliği Belirleyen Faktörlerin Ampirik Bir Analizi, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 26(3-4), 33-43.
- Phillips, P.C. ve Perron, P. (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), ss.335-346.
- Pirler, B. (2013), Toplu İş İlişkileri Sistemimizde Yeni Döneme Başlarken Geride Bıraktıklarımız, *Dokuz Eylül Üniversitesi Hukuk Fakültesi Dergisi*, No. özel sayı, 883-912.
- Ramjas. (1989), Impact of Trade Unions on Productivity: A Study of the Indian Chemical Industry. *Vikalpa J. Decis. 1581 Makers*, 14(2): 13-18. <https://doi.org/10.1177/0256090919890203>
- Sarıca, S. (2023). Türkiye’de Sendikalaşma Oranı, Ticari Açıklık Oranı ve Kamu Nihai Tüketim Harcamalarının İşsizlik Üzerine Etkisi: Ekonometrik Bir Analiz. *Sosyoekonomi*, 31(56), 411-440. <https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.2023.02.19>
- Scheuer, S. (1997), Collective Bargaining Coverage Under Trade Unionism: A Sociological Investigation, *British Journal of Industrial Relations*, 35(1), 65–86.
- Sevütekin, M. ve Çınar, M. (2017), *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*, 5. Baskı, Dora Yayınevi, Bursa.
- Subaşı, İ. (2013), 6356 Sayılı Sendikalar ve Toplu İş Sözleşmesi Kanununda Toplu İş Sözleşmesinin Teşmili, *Çalışma ve Toplum*, 4 (39), 209-246. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ct/issue/71802/1155299>

- Tarı, R. ve Bakkal, H. (2017), Türkiye’de İşsizliğin Belirleyicileri, *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 33, 1-18.
- Traxler, F. (1994), Collective Bargaining: Levels and Coverage, Chapter 5, In: *OECD Employment Outlook*, 167–94.
- Turnbull, P. (2003), What Do Unions Do Now? *Journal of Labor Research*, 24(3): 491-527. <https://doi.org/10.1007/s12122-003-1010-5>
- T.C. Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı (2023), *Sendikal İstatistikler*, Erişim Tarihi: 10 Eylül 2023, <https://www.csgeb.gov.tr/istatistikler/calisma-hayati-istatistikleri/sendikal-istatistikler/isci-sayilari-ve-sendikalarin-uye-sayilari-hakkinda-tebligler/>
- TÜİK (2023), *Gayrisafi Yurt İçi Hasıla, Gelir Yöntemiyle Mevsim Etkisinden Arındırılmış Cari Fiyatlarla (Değer, Değişim Oranı)*, <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=ulusal-hesaplar-113&dil=1>, Erişim Tarihi: 11 Eylül 2023.
- Van Reenen, J. (1996), The Creation and Capture of Rents: Wages and Innovation in a Panel of U.K. Companies, *Q. J. Econ.*, 111(1): 195-226. <http://dx.doi.org/10.2307/2946662>
- Visser, J., Hayter, S. ve Gammarano, R. (2017), *Trends in Collective Bargaining Coverage: Stability, Erosion Or Decline?*, Geneva: ILO.
- World Bank (2023), Inflation, Consumer Prices (Annual %), Erişim Tarihi: 10 Eylül 2023, <https://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL.ZG>
- World Bank (2023), Industry (Including Construction), Value Added (% of GDP), Erişim Tarihi: 10 Eylül 2023, <https://data.worldbank.org/indicator/NV.IND.TOTL.ZS>
- World Bank (2023), GDP Per Capita (Current US\$), Erişim Tarihi: 10 Eylül 2023, <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD>
- Wrigley, C. (2002), *British Trade Unions Since 1933*.
- Yorgun, S. (2013), Sosyal Politika Açısından 6356 Sayılı Sendikalar ve Toplu İş Sözleşmesi Kanunu, *Çalışma Ve Toplum*, 4(39), 357-380.
- Yorğun, S. (2023), Sendikaların Toplu Pazarlık Yetkisi ve Kamu Toplu İş Sözleşmeleri Çerçeve Anlaşma Protokolü’nün Hukuki Boyutu. *Çalışma ve Toplum*, 76(1).
- Zivot, E. ve Andrews, D. (1992), Further Evidence on the Great Crash, The Oil-Price Shock and The Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business Economic Statistics*. 10(3): 251- 270.

Atıf Biçimi / How cite this article

Aydın, A. (2024). Economic factors affecting the collective bargaining agreement coverage rate in Turkey: Cointegration approachy. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 40, 134–150. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2024.40.1387465>