

Toplu Pazarlık ve Gelir Eşitsizliği Arasındaki Asimetrik Nedensellik İlişkisi: Yüksek Gelirli OECD Ülkelerinden Yeni Kanıtlar

Gülten DURSUN¹

ORCID: 0000-0003-2430-3412

Evren DENKTAŞ²

ORCID: 0000-0001-8921-1119

Öz: Bu çalışmanın amacı yüksek gelirli 11 OECD ülkesinde toplu pazarlık kapsamında yer alan çalışanların oranı ile gelir eşitsizliği arasındaki nedensel ilişkiyi 1977-2015 dönemi için incelemektir. Çalışmanın yöntemi pozitif şokların nedensel etkisini negatif şoklardan ayıran Hatemi-J (2012) tarafından önerilen asimetrik nedensellik testine dayanmaktadır. Standart simetrik nedensellik testlerinin sonuçları Fransa ve Japonya için gelir eşitsizliğinden toplu pazarlık kapsamındaki çalışanların oranına doğru pozitif, tek yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. ABD için söz konusu ilişki toplu pazarlık kapsama oranından gelir eşitsizliğine doğrudur. Bununla birlikte asimetrik nedensellik test sonuçları, sadece Kanada için gelir eşitsizliğindeki pozitif şokların toplu pazarlık kapsamındaki çalışanlar üzerinde pozitif şoklara neden olduğunu göstermektedir. Bu durum Kanada’da gelir eşitsizliğindeki artışların toplu pazarlık hakkına sahip olan çalışanların oranını arttıracak anlamına gelmektedir. Diğer yandan Japonya’da gelir eşitsizliğindeki pozitif şokların yanı sıra negatif şokların da toplu pazarlık kapsamına dahil olan çalışanlar üzerinde nedensellik ilişkisi yaratmaktadır. Bu sonuç Japonya’da gelir eşitsizliğindeki azalma ile birlikte kapsama oranlarının azalacağını ifade etmektedir. Bu bağlamda çalışmada sendikalaşma oranlarının düşüklüğüne rağmen, toplu iş görüşmelerinin gelir eşitsizliğine meydan okuma kapasitesini artırdığı kanıtlanmıştır. Çalışmanın sonuçları işgücü haklarının çalışmada dikkate alınan ülkelerden sadece üç gelişmiş ülkede (Fransa, Japonya ve Kanada) düşük eşitsizlikle bağlantılı olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Toplu Pazarlıklar, Gelir Eşitsizliği, Simetrik ve Asimetrik Panel Granger Nedensellik

¹ Doç. Dr., Kocaeli Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü

² Dr. Öğr. Üyesi, Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi, İİBF İktisat Bölümü

Makale Geliş Tarihi:24.12.2019- Makale Kabul Tarihi:13.05.2020

The Asymmetric Causal Relationship Between Collective Bargaining and Income Inequality: New Evidence From High-Income OECD Countries

Abstract: This study analysis causality between collective bargaining coverage rate and income inequality in 11 high-income OECD countries for the period 1977-2014. We use asymmetric causality test separating causal effect of positive shocks from negative shocks, which is suggested by Hatemi-j (2012). According to the results of standard symmetric tests, there is a positive, statistically significant and one direct causal relationship from income inequality to collective bargaining coverage rate in France and Japan. However, asymmetric causality test results show that positive shocks on income inequality cause positive shocks on collective bargaining coverage rate only in Canada. On the other hand, in Japan, both positive and negative shocks on income inequality affect collective bargaining rate, so that if income inequality reduces, collective bargaining coverage rate diminishes. In this context, this study proves that collective bargaining challenges income inequality in spite of low unionization rates. Results show that labor rights are linked with low-income inequality rates only in three countries (France, Japan and Canada).

Keywords: Collective Bargaining, Income Inequality, Symmetric and Asymmetric Panel Granger Causality

Giriş

Gelir eşitsizliği ve düşük ücretler birlikte toplu pazarlığa ilişkin kurum ve politikaları önemli hale getirmektedir. Emek organizasyonları gelir eşitsizliğinin açıklanmasında endüstrileşmiş demokrasilerde merkezi bir öneme sahip olmasına rağmen, akademik çalışmalarda sınıf temelli aktörlerin rolü ihmal edilmiştir (Kerrissey, 2015: 626). OECD ülkeleri arasında toplu iş sözleşmeleri kapsamındaki işgücünün ortalama payı 1985'te yüzde 45'ten 2016'da 32'ye düşmüştür (OECD, 2019: 20). Düşüş en çok Letonya, Litvanya ve Türkiye gibi Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinde belirgin olmakla birlikte Japonya, Yeni Zelanda ve ABD gibi ülkelerde de gözlenmiştir. Batı Avrupa ülkelerinde kapsama oranlarının görece daha istikrarlı olduğu gözlenmektedir.

Arz yönlü iktisat uygulamalarının 1980'li yıllardan itibaren hakimiyet kazanması, emeğin sahip olduğu hakların gerilemesine yol açmıştır. Firmalar daha esnek üretim biçimlerini uygulamaya başlamış; yerelde küçük ölçekli, az sayıda işçinin çalıştığı firmaların üretim kesiminde ağırlığı artarken; küresel ölçekte sermaye kesimi, emeğin düşük ücret karşılığında çalıştığı ve örgütlenmesinin zayıf olduğu bölgelere hareket etmiştir. Böylece gelişmiş ülkelerde özellikle düşük

nitelikli işgücünün, az gelişmiş ülkelerdeki işgücü ile rekabeti neticesinde esnek çalışma biçimlerine razı olması kaçınılmaz hale gelmiştir. Bu razı oluş, emek piyasası kurumlarının dönüşüme uğramasını kolaylaştıran bir etken olmuştur.

Emek piyasası kurumlarındaki dönüşüm en fazla sendikalara ve toplu pazarlıklara yansımıştır. Bir taraftan sendikalaşma oranlarında düşüş yaşanırken, diğer taraftan toplu pazarlıkların kapsamında gerileme, hatta niteliğinde tersinme meydana gelmiştir. Örneğin ABD’de sermaye kesimi, sendikalardan, işçilerin sahip oldukları ücretler ve haklardan ödün verilmesini istemiş ve bunda başarılı olabilmıştır. XXI. yüzyılda söz konusu “ödün pazarlıkları” ABD’de faaliyet gösteren havayolları şirketleri ve otomobil endüstrisine de sıçrayarak, işveren-sendika ilişkisinde meydana gelen bozulmayı kuvvetlendirmiştir (Chaison, 2012: 25).

Toplu pazarlık sistemi, temelinde işverenler ve işçiler arasında iş ilişkilerinin düzenlenmesini ve ücretlerin seviyesinin belirlenmesini sağlayan bir emek kurumu olmakla birlikte, ülkeler arasında standart bir biçimi yoktur. Öyle ki, AB ülkeleri arasında bile toplu pazarlık sistemi farklılaşmıştır. Örneğin Fransa’da toplu pazarlıklar ulusal, sektörel ve şirket seviyesinde yapılırken (Husson vd, 2015: 192), İtalya’da endüstriyel ve bölgesel olmak üzere iki aşamalı bir sistem yer almaktadır (Leonardi ve Sanna, 2015: 217). İskandinav ülkeleri de İtalya gibi iki aşamalı toplu pazarlık sistemi uygulasa da, bu aşamalar sektör düzeyi ve firma düzeyinden oluşmaktadır. Gelir eşitsizliği bakımından AB ülkeleri ile benzer seviyede bulunan Japonya’da hem sendikalaşma oranları hem de toplu pazarlık kapsamı düşüktür; üstelik şirket gelirlerinden alınan paylar nadiren pazarlık konusu olmaktadır (Herr, 2015: 82).

Bununla beraber yukarıda sayılan ülkelerin tamamında hem sendikalaşma oranlarında ve toplu pazarlık kapsamlarında özellikle 1990’lı yıllar ve 2000’ler boyunca gerileme yaşanmıştır. Sektörel ve endüstriyel bazda yapılan pazarlıklar, şirketler seviyesine indirgenerek adem-i merkezietçi bir yapıya evrilmiştir. Örneğin Almanya’da toplu pazarlıklar 1990’lara kadar sektörel bazda yapılırken ve işçilerin yaklaşık %90’ını kapsarken, Almanya’nın küresel tedarik zincirinde daha fazla yer alması ile birlikte neoliberal politikaları daha fazla benimsemesi sonucu bu oran 2013 yılına gelindiğinde %58’e düşmüştür. Sektörel bazdaki toplu pazarlık kapsamı düşerken, bazı şirketlerde toplu pazarlık uygulanmış; ancak artan oranda şirkette toplu pazarlık uygulamalarına yer verilmemiştir. Toplu pazarlık kapsamında yer almayan şirketlerde ücret düzeyleri daha düşüktür (Schulten ve Bispinck, 2015: 231).

Gelişmiş ülkelerin pek çoğunda artan ücret eşitsizlikleri ile birlikte toplu pazarlık kapsamına giren çalışanların yüzdesinin de azaldığı görülmektedir. Gelir eşitsizliğinin azaltılmasındaki temel zorluklardan biri olan toplu pazarlığa eşit olmayan erişim, çalışma dünyasında sosyal adalet arayışlarını karakterize eden en önemli konulardan biridir. Böylece gelişmekte olan ülkelerin çoğunda ve gelişmiş ülkelerde dezavantajlı grupların karşılaştığı toplu pazarlığa erişime yönelik zorluklara gelir eşitsizlikleri eşlik edebilmektedir. Toplu pazarlık kapsamındaki düşüşler ücret baskısı nedeniyle gelir eşitsizliğinin artmasına katkıda bulunabilir.

Bu çalışmanın amacı yüksek gelirli 11 OECD ülkesinde toplu pazarlık kapsamında yer alan çalışanların oranı ile gelir eşitsizliği arasındaki nedensel ilişkiyi 1977-2015 dönemi için incelemektedir³. Bu çalışmanın yöntemi pozitif şokların nedensel etkisini negatif şoklardan ayıran Hatemi-J (2012) tarafından önerilen asimetrik nedensellik testine dayanmaktadır. Bu bağlamda çalışma, konunun kapsamı açısından mevcut literatüre iki açıdan katkıda bulunmaktadır. Birincisi bu çalışma dünyanın en yüksek gelirli 11 OECD ülkesine odaklanmaktadır. Bu ülkelerde toplu pazarlık kapsama oranları ve gelir eşitsizliğini birbirine bağlayan nedensellik yönünün temelini oluşturan mekanizmalar önemlidir. İkincisi, asimetrik Granger nedenselliğin uygulamalı iktisat alanlarında yoğun bir şekilde çalışılmasına rağmen (Gozhor, 2014; Tiwari, 2014; Hatemi-J, 2012; Mocan ve Bali, 2010) işgücü piyasaları ve eşitsizlik bağlamında bir çalışmaya rastlanmamıştır. Böylece toplu pazarlık kapsama oranının ya da gelir eşitsizliğinin asimetrik şoklara uygun olarak araştırabileceği açıklığa kavuşturulmaktadır. Bir başka ifade ile hem toplu pazarlık kapsama oranında hem de gelir eşitsizliğinde asimetrik nedensellik içeren model belirlemesi önceki çalışmalardan daha sağlam bir sonuç ortaya koyabilecektir. Ayrıca çoğu çalışma gelir eşitsizliği ile sendikalaşma oranları arasında bağ kurarken, bu çalışma çoğu gelişmiş ülkede sendikalaşma oranları azalırken toplu pazarlık kapsama oranlarının görece yüksek olmasını dikkate alarak farklı sonuçlar üretilebileceği ihtimali üzerine odaklanmaktadır.

Çalışmanın planı şu şekilde organize edilmiştir. Girişten sonraki bölümde kısa bir literatür özetine yer verilmiştir. Ardından üçüncü bölümde veri ve metodoloji tanıtılarak dördüncü bölümde simetrik ve asimetrik Granger nedensellik test sonuçları gösterilmektedir. Beşinci ve son bölüm sonuçla tamamlanmıştır.

Literatür

Gelir eşitsizliği ile emek piyasası kurumları arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların büyük bölümü, sendikalaşmadaki gelişmelere odaklanmaktadır. Bu çalışmalardan bazıları sendikalar ile ücret eşitsizlikleri arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Örneğin

³ Ekonometride nedensellik, bir değişkenin diğerini tahmin etme (ve dolayısıyla buna neden olma) yeteneğini ifade eder. Diyelim ki y_t ve x_t olmak üzere iki değişken dağıtılmış gecikmelerle birbirini etkilesin. Bu değişkenler arasındaki ilişki bir vektör otoregresif (VAR) modeli tarafından yakalanabilir. Bu durumda şunu belirtmek mümkündür: (a) y_t , x_t 'e neden olur; (b) x_t , y_t 'ye neden olur; (c) iki yönlü bir geri bildirim olması (değişkenler arasında nedensellik); ve (d) iki değişken birbirinden bağımsızdır. Sorun, değişkenler arasındaki neden sonuç ilişkisini test etmemizi ve istatistiksel olarak tespit etmemizi sağlayan uygun bir prosedür bulmaktır (Asteriou ve Hall, 2016: 336). Regresyon analizleri araştırma ile ilgili nedensel analizin bir parçası olarak yol gösterici olabilir. Ancak nedensel mekanizmaların doğrulanması için yeterli değildir. Nedensel zincirlerin açık olduğu durumlarda regresyon analizleri nedensel etkinin nicel gücünü değerlendirmede faydalıdır. Oysa şaşırtıcı ya da beklenmedik korelasyonların keşfedilmesi bizi nedensel mekanizmalar hakkında ilginç hipotezlere yönlendirebilir (Zaman, 2010: 37).

DiNardo (1995) ve Card (1998), ABD için yaptıkları çalışmalarda, ABD’de ücret eşitsizliği artışlarını en fazla açıklayan faktörlerden biri olarak sendikalaşma oranlarındaki azalmayı işaret etmişlerdir. Gelir eşitsizliği ile sendikalaşma oranları arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalardan Dierk (2016), 1961-2011 yılları arasında 34 ülkeyi inceleyerek sendikalaşma oranlarındaki artışların uzun dönemde gelir eşitsizliği üzerinde azaltıcı etkisi olduğunu bulmuştur. Aynı nedensellik ilkesine Chauvel ve Schröder (2017) de ulaşmıştır: ABD, Birleşik Krallık, Almanya, Japonya, İsveç, İtalya ve Danimarka’da artan sendikalaşma oranı, gelir eşitsizliğini düşürmüştür; ancak uzun dönemde düşük gelir eşitsizliği, sendikalaşma oranını azaltan bir etkiye sahip olmuştur.

Checchi vd. (2010), sendikalara katılım oranı ile görece kazanç durumları arasında asimetrik bir ilişkinin var olabileceği hipotezini sınamıştır. Çalışmalarında ilk olarak sendika üyelerinin kazançlarının medyan gelire mesafesi incelenmiş, orta gelirli grupların sendikalara üye olma eğilimlerinin daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Medyan gelir ile kazançlar arasında mesafe açıldıkça, bireylerin sendika üyesi olma eğilimleri de azalmaktadır ki, bu etki medyan gelirin altında kalan düşük gelir grupları için daha baskındır. Ancak yıllar itibarıyla, sendika üye sayısındaki gerileme ile kazançlarda artan eşitsizlik arasında sistematik bir ilişki bulunamamıştır. İkinci olarak, bireylerin eşitsizliğe karşı tutumları incelenmiştir. Buna göre bireyler, iktisadi eşitsizliklerin büyük olduğunu ve gelirin yeniden dağılması gerektiğini düşünüyorlarsa sendikalara üye olmayı daha fazla tercih etmektedirler.

Sendikalaşma oranlarının yanı sıra, başta toplu pazarlıklar olmak üzere, bazı emek piyasası kurumları da gelir eşitsizliğini azaltmada etkilidir. Kerrissey (2015), 1985-2002 yılları için 100 ülke için yaptığı incelemede, toplu pazarlık, işgücünün sendikaları organize etme yeteneği ve protesto kabiliyetlerini içeren kolektif emek haklarının, gelir eşitsizliğini azalttığını kanıtlamaktadır. Doğrudan toplu pazarlıklara odaklanan Cooper ve Marshall (2015) ABD eyaletleri bazında yaptıkları incelemede, kolektif pazarlık kapsamının daraldığı eyaletlerde emeğin üretkenliği ile emeğin gelirden aldığı pay arasındaki açığın arttığını göstermişlerdir. Meksika’da emek kurumlarının ücret eşitsizliği üzerindeki etkisini 1984 ve 1996 yılları arasında karşılaştıran Fairris (2003), sendikalaşma oranlarının ücret eşitsizliğini azaltmada tek başına yeterli olmadığını, aynı zamanda sendikaların toplu pazarlık kabiliyetlerinin de kritik öneme sahip olduğunu ifade etmektedir. Toplu pazarlık kabiliyetini belirleyen temel faktör ise sendikaların kurumsal yapısıdır. Plasman ve Rycx (2001) OECD ülkelerinde kolektif pazarlık sistemleri ile görece yoksulluk oranları arasındaki ilişkiyi 1980, 1990 ve 1994 yılları için incelemişlerdir. Çalışmanın bulgularına göre, kolektif pazarlık sadece sosyal güvenlik harcamaları kanalı üzerinden yoksulluğu azaltıcı etkiye sahip olmaktadır. Bununla birlikte, pazarlıklar daha merkezi bir seviyede olduğu takdirde, sendikaların istihdam ve ücret seviyelerinin belirlenmesi üzerindeki etkisi daha fazla olmaktadır.

Dolayısıyla toplu pazarlığın kurumsal yapısı kadar pazarlıkların merkezileşme derecesi de gelir eşitsizliği üzerinde etkili olmaktadır. Kahn (1998), Norveç’te

1980'li yıllardaki adem-i merkezizetçi toplu pazarlık yapısı ile 1990'lı yıllardaki merkezileşmiş toplu pazarlık yapısını karşılaştırmış, bu sayede alt gelir grupları ile orta gelir grupları arasındaki gelir farklarının azaldığını göstermiştir. Katz vd. (1995), Fransa'da 1980'lerden itibaren sendikalaşma oranlarındaki azalmaya rağmen, kolektif pazarlıklarda sözleşme sürelerinin uzun tutulması sayesinde ücret eşitsizliklerinin diğer ülkelere göre daha hafif bir artışa sahne olduğunu ifade etmektedir. Bu durumda iktisadi aktörlerin ekonomik tercihleri sendikalaşma oranları aleyhine olsa dahi, toplu pazarlıkların güçlü tutulması, gelir eşitsizliğindeki artışların hafif seviyelerde gerçekleşmesini sağlayabilecektir.

Veri ve Metodoloji

Veri

Çalışmada sendikalaşma oranları yerine toplu pazarlık kapsamındaki çalışanların oranı (TİS) kullanılmıştır. Bunun nedeni Fransa gibi bazı ülkelerde sendika üyeliklerinin azalmasına rağmen, 1980'li yıllardan itibaren ABD modeline benzer şekilde toplu iş sözleşmelerinin adem-i merkezileşmesidir. Ancak bu durum örneğin Fransa'da kolektif pazarlıklarda sözleşme sürelerinin uzun tutulması nedeniyle özellikle niteliksiz işgücünün ücretlerindeki görece düşüşler diğer ülkelere göre kısıtlı olmuştur (Katz vd., 1995: 27). Veriler OECD veri tabanından alınmıştır. Gelir eşitsizliği verisi olarak Gini katsayısı (GINI) Standartlaştırılmış Dünya Gelir Eşitsizliği Veri Tabanı'ndan (SWIID 8.1 versiyonu) elde edilmiştir. Eksik veriler interpolasyon tekniği ile tamamlanmıştır. Modelde değişen varyans sorunu olasılığına karşı değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır. Bu çalışmada kullanılan yıllık veriler 11 gelişmiş OECD ülkesi için (Avustralya, Kanada, Danimarka, Fransa, Almanya, Japonya, Hollanda, Norveç, İsveç, Birleşik Krallık ve ABD) 1977'den 2015'e kadar olan dönemi kapsamaktadır.

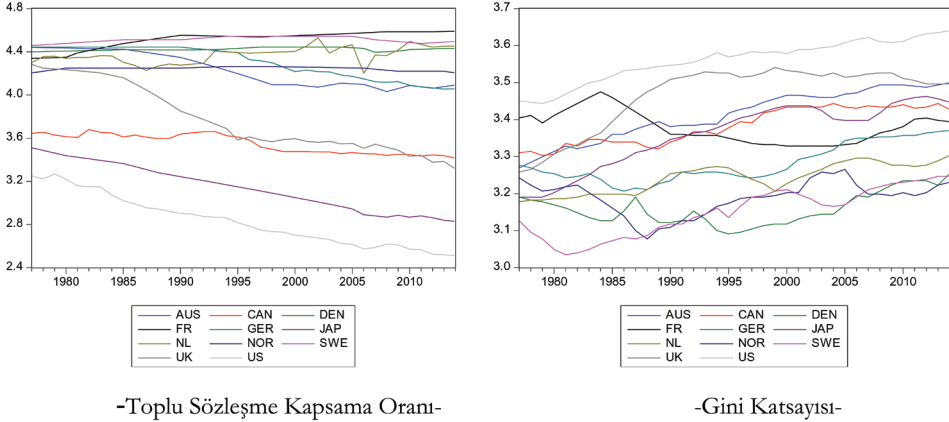
Çalışmada asimetrik nedensellik analizi için serilerin durağanlık derecesinin belirlenmesi Dolado ve Lütkepohl (1996)'ın önerdiği üzere gereklidir. Ancak karşılaştırma amacıyla simetrik nedensellik araştırması serilerin bütünleşme derecelerinin belirlenmesini gerektirmektedir. Gecikme uzunluğu Hatemi-J (2003) kriteriyle belirlenmiş, ilave olarak 1 gecikme eklenmiştir. Uygun kritik değerler 10.000 bootstrap simülasyonu ile elde edilmiştir. Öncelikle Hacker ve Hatemi-J (2006) simetrik nedensellik testi, ardından Hatemi-J (2012)'nin asimetrik nedensellik testi uygulanmıştır.

Ek Tablo A1, ülkelerdeki tüm değişkenler için tanımlayıcı istatistikleri özetlemektedir. Bu istatistiklerde gelir eşitsizliğinin örneklem dönemi boyunca ortalama değerinin 23.37 (İsveç) ile 35.2 (ABD) arasında olduğu görülmektedir. ABD (38.1) panel setinin en yüksek gelir eşitsizliğine sahip ülkesi iken, İsveç 20.8 indeks değeri ile en düşük eşitsizliğe sahiptir. Toplu pazarlık kapsamında çalışan işgücünün payı ortalama olarak yüzde 17.42 (ABD) ile yüzde 91.84 arasındadır.

Kapsama oranı en yüksek ülke yüzde 98.45 ile Fransa ardından yüzde 94.0 ile İsveç olurken en düşük kapsama oranı yüzde 12.3 ile ABD'ye aittir.

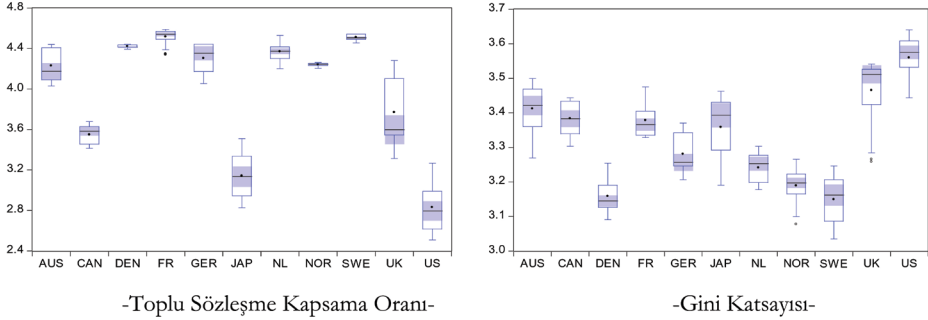
Şekil 1 ve Şekil 2, değişkenlerin ele alınan dönem içerisindeki seyrini ve veri setinin dağılımını özetleyen kutu grafiği çizimlerini göstermektedir. Zaman serisi grafiklerinden, toplu pazarlık kapsamındaki işgücü oranında bazı ülkeler için aşağı yönlü eğilimler söz konusu iken, gelir eşitsizliğinin özellikle 1990'lı yıllardan itibaren arttığı görülmektedir. Toplu sözleşme kapsamı Japonya ve Amerika Birleşik Devletleri'ndeki işgücünün %20'sinden daha azdır. Fransa ve İsveç gibi ülkelerde ise %90 ya da daha fazladır. İncelenen ülkelerden Avustralya, Kanada, Japonya, İngiltere ve ABD toplu iş sözleşmesi şirket düzeyinde, Almanya ve İsveç'te endüstri düzeyinde ve Fransa, Norveç ve İsviçre'de hem endüstri hem de şirket düzeyinde gerçekleşmektedir (Venn, 2009: 17). Özellikle firma düzeyinde gerçekleşen toplu iş sözleşmelerinde çoğu kez çalışanlar için mevzuatta yer aldığından daha cömert istihdam koruma hükümlerini içermektedir.

Şekil 1. 11 OECD ülkesinin 1977-2015 dönemi için serilerin grafiği



Şekil 2'de gösterilen kutu grafiği iskeletine göre çoğu seri normal dağılımdan sapmaktadır. Bu durum serilerin asimetrik ve doğrusal olmayan özellikler sergileyebileceği yönünde bilgi vermektedir.

Şekil 2. Kutu Grafığı İskeleti



Hacker ve Hatemi-J (2006) Simetrik Nedensellik Testi

Hacker ve Hatemi-J (2006) tarafından önerilen bootstrap Granger nedensellik yaklaşımı Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testine dayanmaktadır. Bu yaklaşım değişkenlerin durağanlık özellikleri ile ilgili olarak önceden bilgi sahibi olmayı gerektirmemektedir. Sürecin bütünleşme derecesi modelin doğru gecikme uzunluğunu aşmadığı sürece bu yaklaşım eşbütünleşme⁴ ilişkisinin yokluğunda uygulanabilmektedir (Duasa ve Kassim, 2009). Bu yaklaşımda hataların normal dağılmama olasılığına karşı kritik değerler bootstrap Monte Carlo Simülasyonu yoluyla elde edilmektedir. Toda-Yamamoto (1995) değişkenlerin durağanlık derecelerinden bağımsız χ^2 dağılımına sahip genişletilmiş bir Wald (MWALD) testi ve genişletilmiş bir VAR(p+d) modeli önermektedir. Buna göre değişkenler arasındaki nedensel ilişki (1) numaralı denklemde olduğu gibidir:

$$x_t = v + A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \dots + A_{p+d} x_{t-p-d} + e_t \quad (1)$$

Burada p gecikme uzunluğunu, d değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini ifade etmektedir. Genişletilmiş VAR (p+d) modeli aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$Y = MZ + \omega \quad (2)$$

⁴ Eşbütünleşme çok değişkenli bir zaman serisinin ortak davranışıyla ilgilenir. Pratikte çok değişkenli bir zaman serisinin her bir bileşenin belirli doğrusal kombinasyonlarının etkilerini ve bileşenler arasındaki ilişkileri inceler (Chan, 2001:15709). Eşbütünleşme kavramını ilk kez 1987 yılında Nobel ödüllü Robert Engle ve Clive Granger tanıtmıştır. Engle ve Granger (1987) tarafından özgün makalenin yayınlanmasından bu yana konuya ilişkin çok sayıda metin yazılmıştır.

Burada

$Y = (x_1, \dots, x_T)(nxT)$ matrisi,

$M = (v, A_1, \dots, A_p, \dots, A_{p+d})(nx(1 + n(p + d)))$ matrisi,

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ x_t \\ x_{t-1} \\ \vdots \\ \vdots \\ x_{t-p-d+1} \end{bmatrix} \quad ((1 + n(p + d))x1) \quad t = 1 \dots T \text{ için}$$

$Z = (Z_0, \dots, Z_{T-1})((1 + n(p + d))xT)$ matrisi

$\omega = (\varepsilon_t, \dots, \varepsilon_T)(nxT)$ matrisi.

Toda-Yamamoto (1995) nedensellik yaklaşımını test etmek üzere “Granger nedeni değildir” olan boş hipotezinin sınanması için (3) numaralı eşitlikteki MWALD testini önermektedir:

$$MWALD = (BV)'[B((Z'Z)^{-1} \otimes V_U)B'] (BV) \sim \chi_p^2 \quad (3)$$

Burada \otimes , kronecker çarpanını; $B = pxn(1 + n(p + d))$ matrisini ve V_U (2) numaralı eşitlikteki kalıntıların tahmin edilen varyans kovaryans matrisini ifade etmektedir. Boş hipotez “Granger nedeni değildir”e yer verilmediğinde V vec(D)'dir. Burada vec sütun sıralayıcı (column-stacking) işlemcidir. MWALD testi istatistiği asimptotik olarak χ^2 , p'ye eşit serbestlik derecesine göre dağıldığında kısıtlamaların sayısı modelin tahmininde test edilmektedir (Hatemi-j ve Irandoust, 2006; Hacker ve Hatemi-j, 2006; Hatemi-j ve Roca, 2007; Hatemi-j ve Morgan, 2009).

Hacker ve Hatemi- J (2003), MWALD test istatistiğinin, hata terimi normal dağılmadığında ve otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) durumunda boş hipotezi reddettiğini ortaya koymuştur. Bu durumda Hacker ve Hatemi-J (2006) kaldıraçlı (leveraged) bootstrap simülasyon tekniğine dayanan kritik değerler kullanmaktadır. Ayrıca gecikme uzunluğunu belirlemede Hatemi-J (2003) tarafından sunulan bilgi kriteri önerilmektedir. Buna göre VAR modellerinde gecikme uzunluğunun belirlenmesinde dikkate alınan bilgi kriterleri farklı sonuçlar ürettiğinde kararsızlık sorunu ortaya çıkabilmektedir. Bu sorunun çözümünde yazarlar Schwarz bilgi kriteri ve Hannan-Quin bilgi kriterini birleştirerek yeni bir bilgi kriteri önermektedir. Hatemi-J bilgi kriteri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$HJC = \ln(\det\hat{\Omega}_j) + j \left(\frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \right), \quad j = 0, \dots, p \quad (4)$$

Burada $\det\hat{\Omega}_j$, VAR modelinde j gecikme sayısında hata teriminin varyans-kovaryans matrisinin en yüksek olabilirlik tahminidir. T, tahmin edilen VAR modelindeki gözlem sayısıdır ve n (4) numaralı eşitlikteki değişken sayısıdır.

Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi

Granger (1969) nedensellik testine yönelik geleneksel yaklaşım, y ile hem bağımsız değişkenlerin (x) hem de bağımlı değişkenlerin (y) geçmiş ve cari değerleri ile ilgili bir model tarafından elde edilen tahmin hatalarının karşılaştırılmasına dayanmaktadır. Hacker ve Hatemi-J (2006) yaklaşımında ise, pozitif (olumlu) ve negatif (olumsuz) şokların nedensel etkisi arasında bir ayrım bulunmamaktadır. Hatemi-J (2012)'e göre bu çok kısıtlayıcı bir varsayım olabilir, çünkü bir çok durumda nedensel etkilerle ilgili olarak potansiyel asimetrik bir yapı vardır. Örneğin, finansal piyasalarda yatırımcıların aynı mutlak büyüklükteki negatif bir şoka pozitif olandan daha fazla tepki verme eğilimi gösterdiği yaygın olarak kabul edilmektedir. Hatemi-J. (2012:448) asimetrik nedensel etkilerin potansiyel varlığının bir başka nedeni olarak, asimetrik bilgi fenomeninin varlığını ileri sürmektedir. Asimetrik nedensellik testi ile simetrik nedensellik testi arasındaki tek fark, değişkenlerin orijinal formuyla değil, negatif ve pozitif bileşenlerinin (kümülatif şoklar) kullanılarak analizin yapılmasıdır (Kırca ve Karagöl, 2019: 34).

Bu çalışma Hatemi-J (2012) tarafından önerilen asimetrik nedensellik testi yardımıyla geleneksel testlerin bahsedilen dezavantajının üstesinden gelenebileceğini ortaya koymaktadır. Çok sayıda çalışma sendikaların üye sayısının gerilemesini artan gelir eşitsizliğinin nedenlerinden biri olarak ele almaktadır⁵. Diğer yandan toplu sözleşmeler birçok Avrupa ülkesinde sendika üyeliği dikkate alınmaksızın kamu hukuku açısından bağlayıcıdır. Ayrıca Çelik (2015:177)'in ifade ettiği gibi “toplular pazarlık kapsamının genişliği sendikal hakların gerçek göstergesi olarak alınabilir”. Bu durumda gelir eşitsizliğine ilişkin negatif şokların (eşitsizliğin yükselmesi) karşısında toplu sözleşme kapsama oranının artması olasıdır. Dolayısıyla toplu pazarlık kapsama oranı ile gelir eşitsizliği arasında asimetrik bir ilişki bekliyoruz.

Gelir eşitsizliği ile toplu pazarlık kapsama oranı (TİS) arasındaki asimetrik nedenselliği araştırmak üzere kurulan model aşağıdaki gibi her bir değişkenin tesadüfi bir yürüyüş süreci olarak tanımlanmıştır:

$$y_t^+ = \pi + C_1 y_{t-1}^+ + \dots + C_p y_{t-p}^+ + \mu_t^+ \quad (5)$$

$$y_t^- = \pi + C_1 y_{t-1}^- + \dots + C_p y_{t-p}^- + \mu_t^- \quad (6)$$

⁵ Bu çalışmalardan bazıları için bk. Freeman, 1980; DiNardo vd., 1996; Wallerstein, 1999; Rueda ve Pontusson, 2000; Alderson ve Nielsen, 2002.

Burada y_t^+ ve y_t^- , (5) ve (6) numaralı eşitlikteki pozitif ve negatif değişkenler vektörünü göstermektedir. C sembolü, tahmin edilen parametre vektörüdür. μ_t^+ ve μ_t^- , bütünleşik değişken analizi ve durağan değişkenlerde pozitif ve negatif değişiklikler olması durumunda sırasıyla pozitif ve negatif şokların kümülatif toplamı için hem pozitif hem de negatif hata bileşenlerinin vektörlerini ifade etmektedir. π , sabit parametredir. Denklem 4'teki bilgi kriterleri ayrıca VAR modelindeki n^2 değişken sayısının karelerini içerecek şekilde ayarlanmıştır (Hatemi, 2012). Asimetrik nedensellik testi " y_t^- nin k.ncı elementi, y_t^- nin z.inci elementinin Granger nedeni değildir" boş hipotezinin test edilmesi ile ilgilidir. Hatemi-J (2012) aşağıdaki WALD testini önermektedir.

$$W = (Cvec(D))' [C((Z'Z)^{-1} \otimes V_s)] (Cvec(D)) \quad (7)$$

C , kısıtlanmış parametrelere sahip gösterge matrisidir. $D: (v, A_1, \dots, A_p)$ ve $vec(\cdot)$ Sütun sıralayıcı işlemcisidir. $V_s = \hat{\delta}_s' \hat{\delta}_s / T - q$, $\hat{\delta}_s: (\hat{\delta}_1^-, \dots, \hat{\delta}_T^-)$ ile kısıtlanmamış VAR modelinin tahmin edilen varyans-kovaryans matrisidir. q ise VAR modelinin her bir denklemindeki parametre sayısıdır.

Wald test istatistiği, p serbestlik dereceli bir asimptotik χ^2 dağılımına sahiptir. Ancak bazı zaman serileri ARCH etkilerinin varlığı nedeni ile normal dağılım sergilememektedir. Hatemi-J (2012) bu sorunun üstesinden gelebilmek için aşağıdaki adımları izleyerek bir bootstrap simülasyon tekniği önermektedir:

Adım 1: Kısıtlanmış VAR (p) modelinin tahmin edilmesi

Adım 2: Bootstrap verilerinin simüle edilmesi (Y_t^*)

Adım 3: Her bootstrap simülasyonu için Wald test istatistiğinin (Denklem 4) tahmin edilmesi

Adım 4: Son olarak, orijinal veriler kullanılarak Wald test istatistiğinin tahmin edilmesi. Granger asimetrik nedensellik yokluğunun sıfır hipotezi, Wald test istatistiğinin bootstrap kritik değerinden daha büyük olması halinde reddedilmektedir.

Ampirik Sonuçlar

Ek B Tablo 1 tanısal testlerden biri olan yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarını göstermektedir. Tipik olarak panel veri modellerindeki bozulmaların kesitsel olarak bağımsız olduğu varsayılır (Pesaran, 2004). Oysa küreselleşme ile birlikte herhangi bir ülkede yaşanan ekonomik şoklar diğer ülkelerde de farklı etkiler yaratabilmektedir. Yatay kesit bağımsızlığı sıfır hipotezinin reddedilmesi paneli oluşturan birimlerden herhangi birine gelen şokun diğer ülkeleri de etkileyeceği anlamına gelecektir. Dolayısıyla yapılacak analizlerde sapmasız ve tutarlı sonuçlar elde etmek üzere yatay kesit bağımlılığının dikkate alındığı metodolojilerin uygulanması önemlidir. Bu çalışmada $T > N$ durumunda kullanılan Breusch ve Pagan (1980) LM (Lagrange Multiplier) testi, hem N 'nin hem de T 'nin büyük olduğu durumda kullanılan Pesaran (2004) tarafından önerilen CDLM testleri ile

Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen sapması düzeltilmiş LMadj (Bias-Adjusted Cross Sectionally Dependence Lagrange Multiplier) testi kullanılmıştır. Test sonuçları yatay kesit bağımsızlığı sıfır hipotezinin önerilen tüm testler için reddedildiğini göstermektedir. Böylece toplu sözleşme kapsama oranı ya da gelir eşitsizliğine ilişkin olarak ülkelerden birine gelebilecek bir şok paneli oluşturan tüm ülkeleri etkileyebilecektir.

Ek Tablo B2 Im, Pesaran ve Shin (2003) tarafından geliştirilen IPS panel birim kök test sonuçlarını göstermektedir. Panel veri analizlerinde genellikle değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin varlığının araştırılmasında öncelikle serilerin bütünleşme derecelerinin belirlenmesi gerekmektedir. Birim kök testleri, analizimiz açısından gerekli olmayıp, serilerin deterministik özelliklerinin belirlenmesi amacıyla yapılmıştır. Test sonuçlarına göre her iki değişkenin hem sabit hem de trend içeren modelde düzeyde durağan olmayıp fark durağan $I(1)$ olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 1 ve Tablo 2 panel sistemi içindeki simetrik ve asimetrik nedensellik testleri için tahmin sonuçlarını göstermektedir. Tablo 1’deki simetrik test sonuçları “gelir eşitsizliğinden toplu pazarlık kapsamında olan işgücüne doğru nedensellik yoktur” sıfır hipotezi sadece Fransa ve Japonya için reddedilmiştir. Fransa’da işgücü piyasasına ilişkin kurumlar toplu iş sözleşmelerini desteklemekte ve sendikalaşma oranlarının çok düşük olmasına rağmen, işgücünün büyük bir bölümü toplu ücret pazarlıkları kapsamında yer almaktadır (Avouyi-Doviet vd. 2013: 3). Diğer yandan sendikaların ve işverenlerin ücret ve çalışma koşulları üzerinde yaptıkları toplu pazarlık, olumsuz verimlilik şokları sırasında esnek ücret ayarlamalarını engelleyebilmektedir (Guertzgen, 2009: 346). Bu durumda elde edilen bulgu gelir eşitsizliğindeki artış karşısında Fransa’daki işgücü piyasası kurumlarının toplu pazarlıklar konusunda daha duyarlı davranmalarına neden olduğu anlaşılmaktadır. Genel kabul gören görüş toplu pazarlıkların ücret pazarlıklarının işlem maliyetini düşürdüğü yönündedir. Bir başka deyişle toplu pazarlık işveren ve çalışanlar arasındaki çatışma potansiyelini azaltarak, gerek ücretler gerekse de çalışma koşulları için asgari standartlar uygulayabilmektedir (Bossler, 2018: 17). Ayrıca Fransa’da devlet, ücret belirleme sürecine güçlü bir biçimde müdahale etmektedir. Bu anlamda Fransa’da asgari ücretin yanı sıra tüm toplu sözleşmeler genel olarak bağlayıcıdır (Bosch, 2015: 63).

Japonya’da ise toplu pazarlıklar ağırlıklı olarak firma düzeyinde gerçekleşmesine rağmen gelir eşitsizliğindeki artışlara firmaların tepkisi işgücünün korunması yönündedir. Tersine simetrik nedensellik ilişkisi sadece ABD için geçerlidir (Tablo 2). Toplu pazarlıkların işletme düzeyinde gerçekleştiği ABD’de toplu pazarlık kapsamının artmasına rağmen gelir eşitsizliklerindeki artışların engellenemediği görülmektedir. ABD’de firma düzeyinde toplu pazarlıkların işgücü açısından dezavantajlı durumu aynı işkolunda faaliyet gösteren işletmeler açısından ortaya çıkan farklılıklardan kaynaklanmaktadır. Bu farklılıklar özellikle kötü çalışma koşullarına sahip işgücü arasında çatışma yaratarak, dayanışmanın azalmasına ve sendikalar arasında rekabetin artmasına neden olmaktadır (Demir, 2018: 36).

Tablo 1. Simetrik ve Asimetrik Panel Nedensellik Test Sonuçları (“Gelir Eşitsizliği Toplu Pazarlık Kapsamındaki İşgücü Oranının Nedeni Değildir” Hipotezinin Sınanması)

Ülkeler	Test Değeri	Kritik Bootstrap Değeri			Lags
		%1	%5	%10	
Avustralya					
<i>GINI</i> \Rightarrow <i>TİS</i>	0.077	7.587	4.219	2.880	1
<i>GINI</i> ⁻ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁻	4.988	12.829	7.653	5.536	2
<i>GINI</i> ⁺ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁺	0.149	8.086	4.225	2.862	2
Kanada					
<i>GINI</i> \Rightarrow <i>TİS</i>	0.032	7.818	4.363	3.067	1
<i>GINI</i> ⁻ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁻	0.781	9.266	4.456	3.012	1
<i>GINI</i> ⁺ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁺	5.832**	9.099	4.322	2.895	1
Danimarka					
<i>GINI</i> \Rightarrow <i>TİS</i>	1.871	7.781	4.229	2.917	2
<i>GINI</i> ⁻ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁻	0.021	15.476	5.688	2.954	2
<i>GINI</i> ⁺ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁺	2.954	12.144	7.070	5.344	2
Fransa					
<i>GINI</i> \Rightarrow <i>TİS</i>	17.681***	13.428	7.598	5.695	2
<i>GINI</i> ⁻ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁻	0.304	15.733	9.065	6.369	2
<i>GINI</i> ⁺ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁺	0.426	12.386	7.505	5.425	2
Almanya					
<i>GINI</i> \Rightarrow <i>TİS</i>	0.124	7.964	4.208	2.953	1
<i>GINI</i> ⁻ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁻	0.000	9.916	4.322	2.272	1
<i>GINI</i> ⁺ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁺	0.661	12.707	5.663	3.321	1
Japonya					
<i>GINI</i> \Rightarrow <i>TİS</i>	18.545**	20.075	13.088	10.195	
<i>GINI</i> ⁻ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁻	32.414***	17.070	10.084	7.547	1
<i>GINI</i> ⁺ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁺	11.158**	14.095	7.660	5.537	1
Hollanda					
<i>GINI</i> \Rightarrow <i>TİS</i>	2.638	12.035	7.314	5.637	
<i>GINI</i> ⁻ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁻	1.989	14.962	8.361	5.947	1
<i>GINI</i> ⁺ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁺	1.677	12.670	7.636	5.703	1
Norveç					
<i>GINI</i> \Rightarrow <i>TİS</i>	0.430	12.411	7.403	5.417	
<i>GINI</i> ⁻ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁻	1.629	16.681	8.349	5.859	1
<i>GINI</i> ⁺ \Rightarrow <i>TİS</i> ⁺	2.183	12.894	7.412	5.329	1

İsveç					
<i>GINI</i> ⇒ <i>TİS</i>	0.642	11.422	7.125	5.259	
<i>GINI</i>⁻ ⇒ <i>TİS</i>⁻	0.443	19.027	9.278	6.344	2
<i>GINI</i>⁺ ⇒ <i>TİS</i>⁺	1.076	12.106	7.208	5.329	2
Birleşik Krallık					
<i>GINI</i> ⇒ <i>TİS</i>	0.174	7.422	4.038	2.873	
<i>GINI</i>⁻ ⇒ <i>TİS</i>⁻	0.467	7.432	4.281	2.905	2
<i>GINI</i>⁺ ⇒ <i>TİS</i>⁺	2.277	11.701	7.064	5.277	2
ABD					
<i>GINI</i> ⇒ <i>TİS</i>	2.834	7.901	4.342	2.959	
<i>GINI</i>⁻ ⇒ <i>TİS</i>⁻	0.245	7.583	4.340	3.005	1
<i>GINI</i>⁺ ⇒ <i>TİS</i>⁺	2.135	7.240	4.016	2.821	1

Not: GINI gelir eşitsizliğini ve TİS toplu pazarlık kapsamındaki işgücü oranını göstermektedir. (***GINI*⁻ ⇒ *TİS*⁻**) vektörü birikimli negatif şokları, (***GINI*⁺ ⇒ *TİS*⁺**) ise pozitif şokları ifade etmektedir. *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde “nedensellik ilişkisi yoktur” temel hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Bootstrap kritik değerleri 10.000 tekrarlı yapılmıştır. Optimal gecikme uzunluğu için Hatemi-J bilgi kriteri kullanılmıştır.

Asimetrik nedensellik test sonuçlarına göre Tablo 1’den görüleceği üzere Kanada için gelir eşitsizliğindeki pozitif şoklardan toplu pazarlık kapsamındaki işgücüne doğru pozitif nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Bu sonuç Kanada’da gelir eşitsizliğindeki artışların kapsama oranlarını arttıracak anlamına gelmektedir. Kanada’da toplu pazarlık işlemleri tıpkı Japonya, ABD ve Birleşik Krallık gibi ülkelerde olduğu gibi firma düzeyinde gerçekleşmekte, işletmeler sendikalaşma yoluna gitmemektedir. Elde edilen bulgu, Kanada’daki işgücünün toplu pazarlıklar yoluyla gelir eşitsizliğine karşı meydan okuma kapasitesini artırdığını göstermektedir.

Tablo 2. Simetrik ve Asimetrik Panel Nedensellik Test Sonuçları (Toplu Pazarlık Kapsamındaki İşgücünün Oranı Gelir Eşitsizliğinin nedeni Değildir)

Ülkeler	Test Değeri	Kritik Bootstrap Değeri			Lags
		%1	%5	%10	
Avustralya					
$TIS \Rightarrow GINI$	1.546	7.789	4.307	3.012	
$TIS^- \Rightarrow GINI^-$	0.783	11.609	7.093	5.272	2
$TIS^+ \Rightarrow GINI^+$	0.238	8.063	4.211	2.917	2
Kanada					
$TIS \Rightarrow GINI$	0.109	7.575	4.181	2.849	
$TIS^- \Rightarrow GINI^-$	0.016	9.657	4.522	2.983	1
$TIS^+ \Rightarrow GINI^+$	1.842	8.405	4.400	2.923	1
Danimarka					
$TIS \Rightarrow GINI$	0.060	7.773	4.271	2.914	
$TIS^- \Rightarrow GINI^-$	0.158	13.009	4.792	2.804	
$TIS^+ \Rightarrow GINI^+$	0.440	11.553	7.001	5.179	
Fransa					
$TIS \Rightarrow GINI$	1.156	13.803	7.803	7.803	
$TIS^- \Rightarrow GINI^-$	1.632	12.442	7.221	5.375	2
$TIS^+ \Rightarrow GINI^+$	3.061	12.427	7.241	5.470	2
Almanya					
$TIS \Rightarrow GINI$	0.601	8.629	4.853	3.369	1
$TIS^- \Rightarrow GINI^-$	0.082	9.547	4.277	2.804	1
$TIS^+ \Rightarrow GINI^+$	0.407	9.743	4.305	2.738	1
Japonya					
$TIS \Rightarrow GINI$	3.703	15.591	10.323	8.221	
$TIS^- \Rightarrow GINI^-$	0.192	13.382	8.595	6.612	1
$TIS^+ \Rightarrow GINI^+$	0.119	12.050	7.032	5.221	1
Hollanda					
$TIS \Rightarrow GINI$	0.264	11.474	6.964	5.210	
$TIS^- \Rightarrow GINI^-$	2.203	13.852	7.601	5.522	1
$TIS^+ \Rightarrow GINI^+$	0.078	11.540	6.875	5.159	1
Norveç					
$TIS \Rightarrow GINI$	1.517	15.368	9.179	6.633	
$TIS^- \Rightarrow GINI^-$	1.666	15.849	8.194	5.762	1
$TIS^+ \Rightarrow GINI^+$	1.306	12.778	7.571	5.554	1

İsveç					
$TIS \Rightarrow GINI$	0.957	12.831	8.022	5.969	
$TIS^- \Rightarrow GINI^-$	1.009	15.197	7.920	5.618	2
$TIS^+ \Rightarrow GINI^+$	0.453	12.057	7.134	5.374	2
Birleşik Krallık					
$TIS \Rightarrow GINI$	0.537	7.617	4.180	2.856	
$TIS^- \Rightarrow GINI^-$	0.603	7.846	4.248	2.927	2
$TIS^+ \Rightarrow GINI^+$	0.264	11.892	6.956	5.172	2
ABD					
$TIS \Rightarrow GINI$	7.128**	8.036	4.203	2.875	
$TIS^- \Rightarrow GINI^-$	1.414	7.939	4.315	2.966	1
$TIS^+ \Rightarrow GINI^+$	0.195	7.557	4.269	2.975	1

Not: GINI gelir eşitsizliğini ve TİS toplu pazarlık kapsamındaki işgücü oranını göstermektedir. ($TIS^- \Rightarrow GINI^-$) vektörü birikimli negatif şokları, ($TIS^+ \Rightarrow GINI^+$) ise pozitif şokları ifade etmektedir. *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde “nedensellik ilişkisi yoktur” temel hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Bootstrap kritik değerleri 10.000 tekrarlı yapılmıştır. Optimal gecikme uzunluğu için Hatemi-J bilgi kriteri kullanılmıştır.

Japonya için ise gelir eşitsizliğindeki hem pozitif hem de negatif şoklardan toplu iş sözleşmeleri kapsamındaki işgücü oranına doğru nedensellik ilişkisi söz konusudur. Japonya’da toplu pazarlık ağırlıklı olarak işletme temelli olduğundan, sendikalar toplu pazarlık sürecinde neredeyse tamamen özerk bir yapı sergilemektedir. Bu nedenle şirket dışından hiçbir katılımcı yer almamaktadır (Shirai, 1999:79). Gelir eşitsizliğindeki pozitif şokların toplu pazarlık kapsamında pozitif şoklara neden olması, toplu pazarlığa erişimin eşitsizlik karşısında artmış olduğu şeklinde ifade edilebilir. Japonya için en çarpıcı sonuç negatif şoklarla ilgilidir. Gelir eşitsizliğindeki düşüş toplu pazarlık sürecinde de gevşeme yaratmaktadır. Bu durum toplu pazarlık sürecine şirket dışından hiçbir katılımcının yer almaması ile açıklanabilir. Sendikalar eşitsizliğin azalmış olduğu koşullarda, sözleşmeler yeniden müzakere edilirken şirkete sadık kalmaktadırlar. Venn (2009: 8) ülkeler arasında geçici sözleşmelere ilişkin yapılan düzenlemeler açısından önemli farklar olduğunu ifade etmektedir. Örneğin OECD ülkelerinden Fransa, İspanya ve Türkiye gibi ülkelerde geçici sözleşmelere ilişkin sıkı istihdam politikaları uygulanırken, Kanada, Birleşik Krallık ve İsveç gibi ülkeler daha zayıf yönetmeliklere sahiptir.

Sonuç

Toplu iş sözleşmeleri istihdam ilişkilerinin düzenlenmesi ve çalışma koşullarının belirlenmesinde yaygın bir mekanizmadır. Ancak 1980’lerden bu yana, ulusal toplu

pazarlık sistemleri, ekonomik, sosyal ve kurumsal çerçeveleri bozan değişikliklerin bir sonucu olarak baskı altında kalmıştır (Hayter, 2011; Kochan, 2012; Rose, 2016). Diğer yandan gelir eşitsizliğinin azaltılmasındaki temel zorluklardan biri olan toplu pazarlığa eşit olmayan erişim, çalışma dünyasında sosyal adalet arayışlarını karakterize eden en önemli konulardan biridir. Böylece gelişmekte olan ülkelerin çoğunda ve gelişmiş ülkelerde dezavantajlı grupların karşılaştığı toplu pazarlığa erişime yönelik zorluklara artan gelir eşitsizlikleri eşlik edebilmektedir. Gelir eşitsizliğinin artmasına katkıda bulunan etkenlerden biri olarak gördüğümüz toplu pazarlık kapsamındaki düşüşlerin etkisi ücret baskısı ile ortaya çıkabilmektedir. Bu makalenin amacı 1977-2015 dönemi için yüksek gelire sahip 11 OECD ülkesinde toplu pazarlık kapsama oranı ve gelir eşitsizliği arasındaki nedensel ilişkiye ışık tutmaktır.

Standart simetrik nedensellik testlerin sonuçları Fransa ve Japonya için gelir eşitsizliğinden toplu pazarlık kapsamındaki çalışanların oranına doğru pozitif, tek yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. ABD için söz konusu ilişki toplu pazarlık kapsama oranından gelir eşitsizliğine doğrudur. Bununla birlikte asimetrik nedensellik test sonuçları, sadece Kanada için gelir eşitsizliğindeki pozitif şokların toplu pazarlık kapsamındaki çalışanların miktarı üzerinde pozitif şoklara neden olduğunu göstermektedir. Bu durum Kanada'da gelir eşitsizliğindeki artışların toplu pazarlık hakkına sahip olan çalışanların oranını arttıracak anlamına gelmektedir. Diğer yandan Japonya'da gelir eşitsizliğindeki pozitif şokların yanı sıra negatif şokların da toplu pazarlık kapsamına dahil olan çalışanların miktarı üzerinde nedensellik ilişkisinin varlığı söz konusudur. Bu sonuç Japonya'da gelir eşitsizliğindeki azalma ile birlikte kapsama oranlarının azalacağını ifade etmektedir. Bu bağlamda çalışmada sendikalaşma oranlarının düşüklüğüne rağmen, toplu iş görüşmelerinin gelir eşitsizliğine meydan okuma kapasitesini artırdığı kanıtlanmıştır. Çalışmanın sonuçları, işgücü haklarının, çalışmada dikkate alınan gelişmiş ülkelerden sadece üç tanesinde (Fransa, Japonya ve Kanada) düşük eşitsizlikle bağlantılı olduğunu göstermektedir.

Bu nedenle, eşitsizlik perspektifinden bakıldığında, toplu pazarlık kapsama oranının artması bir çözüm sunar görünmektedir. Ancak toplu pazarlık kapsamının kendi başına gelir eşitsizliğinin kritik boyutlarını ele alacağını garanti yoktur. Etkilerinin daha kapsayıcı olması için toplu pazarlık kapsama oranının yanı sıra güçlü sendikal stratejilerin yeniden dağıtım anlamında daha fazla öne çıkması gerekmektedir.

Teşekkür

Editör Dr. Murat Özveri'ye ve üç isimsiz hakeme çok değerli önerileri için ve çalışmada sendikalaşma oranları yerine toplu pazarlık kapsama oranları verilerinin kullanılmasına ilişkin yaptığı uyarı için Doç. Dr. Aziz Çelik'e teşekkür ederiz.

KAYNAKÇA

- Alderson, A. S. ve Nielsen, F. (2002) “Globalization and The Great U-Turn: Income Inequality Trends in 16 OECD Countries”, **American Journal of Sociology**, 107: 1244–99.
- Asteriou, D. ve Hall, S. G. (2016) **Applied Econometrics**, 3rd Edition, London, New York: Palgrave, Macmillan.
- Avouyi-Dovi, S., Fougère, D. ve Gautier, E. (2013) “Wage Rigidity, Collective Bargaining and the Minimum Wage: Evidence from French Agreement Data”, **Review of Economics and Statistics**, 95(4):1337–51.
- Bosch, G. (2015) “Shrinking Collective Bargaining Coverage, Increasing Income Inequality: A Comparison of Five EU Countries”, **International Labour Review**, 154 (1):57-66.
- Bossler, M. (2018) “The Rise in Orientation at Collective Bargaining Without a Formal Contract”, *Industrial Relations*, **A Journal of Economy and Society**, 58(1):17-45.
- Breusch, T.S. ve Pagan, A. R. (1980) “The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification Tests in Econometrics”, **Review of Economic Studies**, 47(1): 239-53.
- Card, D. (1998) “Falling Union Membership and Rising Wage Inequality: What’s the Connection?”, **NBER Working Paper Series**, Working Paper No: 6250.
- Chaison, G. (2012) **The New Collective Bargaining**, Springer.
- Cahn, N. H. (2001), “Time Series: Co-integration”, **International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences**, 15709-15714.
- Chauvel, L. ve Schröder M. (2017) “A Prey-Predator Model of Trade Union Density and Inequality in 12 Advanced Capitalisms over Long Periods”, **KYKLOS**, 70(1): 3-26.
- Checchi, D., Visser, J. ve Van de Werfhorst, H. G. (2010) “Inequality and Union Membership: The Impact of Relative Earnings Position and Inequality Attitudes”, **British Journal of Industrial Relations**, 48(1): 84-108.
- Cooper, D. ve Mishel, L. (2015) “The Erosion of Collective Bargaining has Widened the Gap between Productivity and Pay”, **Economic Policy Institute**, January 6, 2015.
- Çelik, A. (2015), “AKP döneminde Sendikal Haklar: Sendikasız-Grevsiz Kaynaşmış Bir Kitleyiz!”, 157-193, **Himmet, Fıtrat, Piyasa: AKP Döneminde Sosyal Politika** (Der: Meryem Koray ve Aziz Çelik), İstanbul: İletişim Yayınları.
- Demir, M. (2018) **Çok Düzeyli Toplu Pazarlık ve Türkiye’de Uygulanabilirliği**, Türk Metal Sendikası Araştırma ve Eğitim Merkezi.
- DiNardo, J., Fortin, N. M. ve Lemieux, T. (1995) “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach”, **NBER Working Papers**, Working Paper No: 5093.
- Duasa, J. Ve Kassim, S. H. (2009) “Foreign Portfolio Investment and Economic Growth in Malaysia”, **The Pakistan Development Review**, 48(2): 109-123.

- Engle R. F. ve Granger, C. W. J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", **Econometrica**, 55: 251–76.
- Fairris, D. (2003) "Unions and Wage Inequality in Mexico", **ILR Review**, 56(3): 481-497.
- Freeman, R. B. (1980), "Unionism and the Dispersion of Wages", **Industrial and Labor Relations Review**, 34: 489–509.
- Guertzgen, N. (2009) "Rent-Sharing and Collective Bargaining Coverage: Evidence from Linked Employer-Employee Data", **The Scandinavian Journal of Economics**, 111(2): 323–49.
- Hatemi-J, A. (2012) "Asymmetric Causality Tests with an Application", **Empirical Economics**, 43 (1), 447 – 456.
- Herr, H. (2015) "Japan", **Minimum Wages, Collective Bargaining and Economic Development in Asia and Europe: A Labour Perspective** (der. Maarten van Klaveren, Denis Gregory ve Thorsten Schulten), Palgrave Macmillan.
- Husson, M., Sommeiller, E. ve Vincent, C. (2015) "France", **Minimum Wages, Collective Bargaining and Economic Development in Asia and Europe: A Labour Perspective** (der. Maarten van Klaveren, Denis Gregory ve Thorsten Schulten), Palgrave Macmillan.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (2003) "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", **Journal of Econometrics**, 115(1):53-74.
- Kahn, L. M. (1998) "Against the Wind: Bargain in Recentralisation and Wage Inequality in Norway: 1987-91", **The Economic Journal**, 108: 603-645.
- Katz, L. F., Loveman G. W. ve Blanchflower, D. G. (1995) "A Comprasion of Changes in the Structure of Wages in Four OECD Countries", **Differences and Changes in Wage Structures** (der. Richard B. Freeman ve Lawrence F. Katz), University of Chicago Press.
- Kerrissey, J. (2015) "Collective Labor Rights and Income Inequality", **American Sociological Review**, 80(3): 626-653.
- Kırca, M. ve Karagöl, V. (2019) "Symmetric and Asymmetric Causality Between Current Account Balance and Oil Prices: The Case of BRICS-T", **Applied Econometrics**, Publishing House "SINERGIA PRESS", 56: 25-44.
- OECD (2019) **OECD Employment Outlook 2019: The Future of Work (Highlights)**, OECD Publishing.
- Pesaran, M. H. (2004) "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", **IZA Discussion Paper**, No. 1240.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. ve Yamagata, T. (2008) "A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross Section Independence", **The Econometrics Journal**, 11(1): 105–127.
- Plasman, R. ve Rycx, F. (2001) "Collective Bargaining and Poverty: A Cross-National Perspective", **European Journal of Relations**, 7(2): 175-202.

- Rueda, D. ve Pontusson, J. (2000) “Wage Inequality and Varieties of Capitalism”, **World Politics**, 52: 350–83.
- Schulten, T. ve Bispinck, R. (2015) “Germany” **Minimum Wages, Collective Bargaining and Economic Development in Asia and Europe: A Labour Perspective** (der. Maarten van Klaveren, Denis Gregory ve Thorsten Schulten), Palgrave Macmillan.
- Venn D. (2009) “Legislation, Collective Bargaining and Enforcement: Updating the OECD Employment Protection Indicators”, **OECD Social, Employment and Migration Working Papers**, No. 89, OECD Publishing.
- Wallerstein, M. (1999) “Wage-Setting Institutions and Pay Inequality in Advanced Industrial Societies”, **American Journal of Political Science**, 43: 649–80.
- Zaman, A. (2010) “Causal Relations via Econometrics”, **International Econometric Review**, 2(1): 36-56.

EK A: VERİ TANIMLAMASI**Tablo A1. Tanımlayıcı İstatistikler**

Ülke	Ortalama	Std. Sapma	Min.	Max.
GINI				
Avustralya	30.392	2.048	26.300	33.100
Kanada	29.507	1.456	27.200	31.300
Danimarka	23.560	1.048	22.000	25.900
Fransa	29.355	1.271	27.900	32.300
Almanya	26.631	1.393	24.700	29.100
Japonya	28.847	2.438	24.300	31.900
Hollanda	25.597	1.018	24.000	27.200
Norveç	24.297	1.096	21.700	26.200
İsveç	23.371	1.516	20.800	25.700
Birleşik Krallık	32.107	2.664	26.000	34.500
ABD	35.205	1.967	31.300	38.100
TİS				
Avustralya	69.571	10.912	56.300	84.850
Kanada	34.919	3.098	30.400	39.600
Danimarka	83.317	1.196	81.000	85.000
Fransa	91.843	6.772	76.552	98.457
Almanya	74.735	10.572	57.600	85.000
Japonya	23.688	5.118	16.900	33.440
Hollanda	79.333	5.920	66.822	92.746
Norveç	69.704	1.166	67.000	71.000
İsveç	91.181	2.436	86.200	94.000
Birleşik Krallık	45.480	14.773	27.500	72.433
ABD	17.429	4.236	12.300	26.250

EK B: YATAY KESİT BAĞIMLILIĞI, BİRİM KÖK**Tablo 1. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları**

Test (Toplu Pazarlık)	Sabitli Model		Sabit ve Trendli Model	
	İstatistik	p-değeri	İstatistik	p-değeri
CDLM1 (Breusch, Pagan, 1980)	86.436***	0.004	83.264***	0.008
CDLM2 (Peseran 2004 CDLM)	2.997***	0.001	2.695***	0.004
CDLM (Peseran 2004 CD)	-2.404***	0.008	-2.498***	0.006
Bias-adjusted CD Test	3.976***	0.000	3.825***	0.000
GINI				
CDLM1 (Breusch, Pagan, 1980)	74.820**	0.039	73.945**	0.045
CDLM2 (Peseran 2004 CDLM)	1.890**	0.029	1.806**	0.035
CDLM (Peseran 2004 CD)	-3.834***	0.000	-3.838***	0.000
Bias-adjusted CD Test	9.423***	0.000	9.224***	0.000

NOT: ***,** işaretleri sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlılık seviyesidir.

Tablo B2: IPS Birim Kök Test Sonuçları

IPS Birim Kök	GINI		TİS	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
Düzye	0.411	0.797	0.805	1.593
Birinci Fark	-9.193***	-8.706***	-6.969***	-6.237***

Not: Test istatistikleri W-istatistiklerini göstermektedir. *** birim kök sıfır hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini ifade etmektedir.