

# SOSYAL YARDIM İSTİHDAM İLİŞKİSİNİN BELİRLENMESİ: REFAH REJİMLERİ İÇİN BİR PANEL VERİ ANALİZİ

Mehmet Merve ÖZAYDIN<sup>1</sup>, Fatma YEŞİLKAYA<sup>2</sup>

## Öz

Bu çalışmanın temel amacı, refah rejimlerinde kamu eliyle yürütülen sosyal yardımların istihdama etkisinin panel veri analizi yöntemi kullanılarak belirlenmesidir. Sosyal yardımlar literatürde istihdama katılımın önüne geçen bir olgu olarak ele alınmaktadır. Nitekim 2000'li yıllarla beraber sosyal yardım uygulamalarının istihdam politikalarıyla desteklenmesi gerektiği literatürde vurgulanmaktadır. Bu sebeple kamu eliyle yürütülen sosyal yardımların istihdamı ne derece etkilediğinin araştırılması gerektiği düşünülmektedir. Bu noktadan hareketle yapılan çalışmada, Esping-Andersen'in sınıflandırmasından hareket edilerek belirlenmiş üç refah rejiminde 2005-2016 yılları için sosyal yardımlarla istihdam arasındaki ilişki incelenmiştir. Analiz sonucunda sosyal yardımlarda yaşanan artışın üç refah rejiminde de istihdamda azalışa sebep olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** İstihdam, Refah Rejimi, Sosyal Yardım, Panel Veri Analizi.

<sup>1</sup> Doç. Dr., Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi Çalışma Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri Bölümü, e-posta: [mnozaydin@yahoo.com](mailto:mnozaydin@yahoo.com), Orcid No: 0000-0002-1081-4249

<sup>2</sup> Arş. Gör., Mersin Üniversitesi Çalışma Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri Bölümü, e-posta: [fatmayesilkaya58@gmail.com](mailto:fatmayesilkaya58@gmail.com), Orcid No: 0000-0002-1766-3535

# DETERMINATION OF THE RELATIONSHIP BETWEEN SOCIAL ASSISTANCE AND EMPLOYMENT: A PANEL DATA ANALYSIS FOR WELFARE REGIMES

---

## Abstract

The main purpose of this study is to determine the effect of public sector social assistance on employment by using panel data analysis method in welfare regimes. Social assistance is considered as a phenomenon that prevents participation in employment in the literature. As a matter of fact, it is emphasized in the literature that social assistance applications should be supported with employment policies since 2000s. For this reason, it is considered that the extent to which public welfare social benefits affect the employment should be investigated. In this study, for 2005-2016 the relationship between social benefits and employment was investigated in the three welfare regimes determined from the classification of Esping-Andersen. As a result of the analysis, it was concluded that the increase in social assistance caused a decrease in employment in the three welfare regime.

**Key words:** *employment, welfare regime, social assistance, panel data analysis.*

## Giriş

Refah devletlerinin gelişimine ilişkin literatürdeki çalışmalar, II. Dünya Savaşından sonraki dönemde önemli ölçüde bir artış göstermiştir. Bu artışta hiç şüphesiz savaş sonrası dönemde gelişmiş toplumların ekonomik ve sosyal kalkınmayı bir arada sürdürme istekleri büyük öneme sahiptir. Farklı sınıflandırma kriterlerine göre oluşturulmuş yapı içinde birçok çalışmanın yapıldığı görülmüştür. Ancak bunlardan en çok kabul gören ve ilgi çekeninin hiç şüphesiz Esping-Andersen'in yapmış olduğu sınıflandırma olduğunu söylemek mümkündür. Bu çalışma bir yandan gerek katkı gerekse de eleştiri bağlamında kendisinden sonra gerçekleştirilen birçok çalışmaya kaynaklık ederken, diğer yandan refah politikalarının oluşumunda görev alan aktörlerin politika süreçleri arasındaki ilişkileri daha kapsamlı olarak incelemelerine de fırsat sağlamıştır. Sosyal güvenlik araçlarının hangi etkinlik düzeyinde kullanılacağı ve refah karması içinde ne tür sonuçlara sahip olacağı da önemli çalışma konuları ortaya çıkmıştır. Bu çerçevede çalışmamız, Esping-Andersen'in Refah Kapitalizminin Üç Dünyası adlı eserinde yapmış olduğu liberal, muhafazakar ve sosyal demokrat refah rejimleri kapsamında, tartışmalı bir sosyal güvenlik aracı olan sosyal yardımların istihdam üzerindeki etkilerini incelemeyi amaçlamaktadır.

Genel anlamda refah devleti, ekonomik ve siyasal hakların yanında sosyal hakları da inşa etmek aracılığıyla, vatandaşların iyilik halinin sağlanmasını kendine görev edinen ve birey ve toplum için iyiliği hedef olarak benimseyen devlet olarak tanımlanmaktadır (Metin ve Özaydın, 2016: 9). Refah devleti dar anlamda ve geniş anlamda ele alınan bir konu olarak karşımıza çıkmaktadır. Dar anlamda refah devleti çalışanlar gelir transferi, sosyal hizmetler ve konut sorunları gibi konulara yönelirken geniş anlamda çalışanlar ise politik ekonomi açısından yaklaşmakta ve devletin ekonomiyi yönetme ve düzenleme rolüne odaklanmaktadır. İstihdam, ücretler ve makroekonomi ile ilgili konulara odaklanan bu anlayış, Keynesyen Refah Devleti veya bir diğer ifade ile Refah Kapitalizmi olarak adlandırılmaktadır (Esping-Andersen, 1991: 1-2). Özellikle ekonomik gelişme ve toplumsal sorunlar arasındaki ilişki sistematığı refah politikalarının daha kapsamlı ve çok faktörlü bir yapıda incelenmesini zorunlu kılmıştır.

Karşılaştırmalı sosyal politika kapsamında yer alan refah rejimi sınıflandırmaları çalışmaları çeşitli araştırmacılar tarafından çalışılmış ve köken olarak ilk kimin devletleri refah rejimleri kapsamında sınıflandırdığı konusunda net bir fikre varılamamasına karşın bilim insanları ve araştırmacılar tarafından en çok benimsenen sınıflandırma Gosta Esping Andersen'in "Refah Kapitalizminin Üç Dünyası" isimli eserinde yapmış olduğu sınıflandırmadır (Özdemir, 2005; Ülgen ve Arda Özalp, 2017). Esping-Andersen'in yaptığı bu sınıflandırmada piyasa-dışılaştırma (dekomüdifikasyon), sosyal tabakalaşma ve istihdam belirleyici unsurlar olarak yer almaktadır. Bu unsurlardan hareketle Andersen refah rejimlerini, liberal, muhafazakar ve sosyal demokrat refah rejimleri şeklinde sınıflandırmaktadır (Esping-Andersen, 1991: 2-3). Bu sınıflandırmada sosyal demokrat rejim üst sırada yer alırken liberal rejim alt sırada yer almaktadır. Bu sıralamanın nedeni tarihsel koşullar veya ülkelerin yaptıkları sosyal harcamalar ve bu harcamaların milli gelir içerisindeki payı değil Andersen'in belirlediği temel iki ölçüttür. Bu ölçütlerden ilki dekomüdifikasyon<sup>3</sup> düzeyi diğeri ise refah hizmetlerinden yararlananları tabakalaştıran stratifikasyon boyutudur (Çalışkan, 2012).

Dekomüdifikasyon diğeri bir ifade ile piyasa-dışılaştırma (piyasalaştırmanın önlenmesi) temel alınarak oluşturulan Esping-Andersen sınıflandırmasına göre; dekomüdifikasyonun en düşük olduğu rejim liberal refah rejimi iken en yüksek olduğu rejim sosyal demokrat refah rejimidir. Buradan hareketle sosyal risklere karşı alınan tedbirlerin ve refah dağıtımında piyasa dışı etkenlerin etkin rol oynadığı refah rejimi sosyal demokratlar iken, refah dağıtımından belirli bir katılım doğrultusunda yararlanılabilen ve devletin refah dağıtımı konusunda geri planda kaldığı rejim türü liberal refah rejimidir (Toprak, 2015/1).

<sup>3</sup> Dekomüdifikasyona göre; bireyler işgücü piyasasından kendi istekleri ile ayrılmadıkça iş, gelir ve refah kaybı ile karşı karşıya kalmamalıdır (Çalışkan, 2012).

**Tablo 1:** Esping-Andersen'in Üçlü Sınıflandırması

Rejim	Liberal	Muhafazakar	Sosyal Demokrat
Önde gelen ülkeler	ABD, İngiltere	Almanya	İsveç
Felsefi temeli	Klasik liberalizm	Muhafazakar sos. pol.	Sosyalizm
Dekomüdfikasyon	Düşük	Orta	Yüksek
Sosyal haklar	Gereksinim temelli	Katkıya dayalı	Evrensel
Refah önlemleri	Karma hizmetler	Transfer ödemeleri	Kamu hizmetleri
Haklar	Düz oranlı ödenekler	Katkıya dayalı	Yeniden dağıtıcı
Sosyal politika sağlayan kurumlar	Piyasa (kalıntısar)	Devlet (mesleksel)	Devlet (evrensel)

**Kaynak:** Özdemir, 2005; Özdemir, 2007: 132.

Yukarıdaki tabloda Esping-Andersen'in yapmış olduđu sınıflandırmada refah rejimlerinin felsefi temelleri, sosyal haklara bakış açısı, alınan refah önlemlerinin niteliđi, haklardan faydalanış biçimleri ve sosyal politikaların hangi kurumlar aracılığıyla sağlandığı yer almaktadır. Tabloda Esping-Andersen'in sınıflandırmasında aile, piyasa ve devlet kurumlarının etkinlik düzeyi, dayanışmanın kapsamı, odağı ve dekomüdfikasyon derecelerinin refah rejimlerinde nasıl olduđu gösterilmektedir. Tablo incelendiğinde liberal refah rejiminde sosyal politika sağlayıcı kurum piyasadır ve piyasanın sağladığı imkanlardan yararlanmak için prim ödeme gibi katkılarda bulunulması gerekmektedir. Muhafazakar refah rejiminde ve sosyal demokrat refah rejiminde sosyal politika sağlayan kurum devlettir fakat sosyal demokrat refah rejiminde kişilere evrensel bir refah hizmeti sağlanmaktadır.

Refah rejimleri sınıflandırmaları içinde en çok tartışılan konuların başında hiç şüphesiz toplumun üretim ve dağıtım sistemi ile bir ilişki sağlayamayan gruplara yönelik öngörülen sosyal yardım uygulamaları gelmektedir. Karşılıksız ve geçici nitelikteki bu yardımların toplumsal yapıda olumsuz etkiler bırakacağı ve insanları daha tembel hale getireceđi eleştirisinin liberal düşünce tarihi içinde çok eskiye dayandığı bilinmektedir. Buğra (2013)'e göre; karşılıksız yardımların insanları tembel hale getirdiđi eleştirisinden hareketle devletin yoksullara yönelik sosyal yardımlardan kaçınması gerektiđi fikri dini inanışlardan kaynaklanan geleneksel hayırseverliğe modern gönüllük biçimlerinin eklenmesiyle ortaya çıkan gönüllü hayırseverlik anlayışının

özellikle liberal ideolojilerde yaygınlaşmasına neden olmuştur (Buğra, 2013: 128). Modern toplumlarda refaha ulaşmanın en kolay ve etkin yöntemi olarak çalışmanın (istihdam) görülmesi, sosyal yardım istihdam ilişkisinin refah rejimleri sınıflandırmaları içinde daha derinlemesine analiz edilmesine neden olmuştur.

Sosyal politikanın aracı olan ve bütçesi genel giderlerden karşılanan sosyal yardım kamununun alt gelir grubundaki kişilere/hanelere yönelik aynı ve nakdi yardımlarını ve sosyal hizmetlerini kapsamaktadır. Sosyal yardım bir sosyal politika aracı olarak sosyal güvenlik, sosyal tazmin ve sosyal hizmet gibi kavramlarla beraber kullanılmaktadır. Sosyal güvenliğin çalışma yaşamı dışında kalan kısmını oluşturan iki temel alandan biri sosyal yardımlar olarak karşımıza çıkmaktadır (Şentürk, 2014/1). Yoksullukla mücadele amacı ile ortaya çıkan sosyal yardımların insanları yaşam boyu çalışmadan yardımlarla yaşamaya ittiğine ilişkin görüşler bulunmaktadır. Bu sebeple pek çok ülke sosyal yardımları istihdam politikaları ile eşgüdüm halinde yürütülmesi gerektiği anlayışı içerisinde sosyal yardım uygulamalarını belirli sınırlarla uygulamaya devam etmektedirler (İŞKUR, 2013). Bu kapsamdan hareket ederek gerçekleştirilen çalışmada kamu eliyle yürütülen sosyal yardımların istihdam üzerindeki etkisi Esping-Andersen'in gerçekleştirdiği sınıflandırma doğrultusunda refah rejimleri kapsamında 2005-2016 yılları verileri kullanılarak panel veri analizi yöntemiyle incelenmiştir. Çalışmanın veri seti OECD veri tabanından elde edilmiş olup veri yetersizliği sebebiyle muhafazakar refah rejimi kapsamında olan Japonya ve İsviçre analize dahil edilmemiştir. Çalışmanın ilk kısmında konuyla ilişkili ulusal ve uluslararası literatür taramasına yer verilmekte, ikinci kısımda ise liberal, muhafazakar ve sosyal demokrat refah rejimleri için gerçekleştirilen sosyal yardım-istihdam ilişkisine yönelik analize ilişkin testler ve tahmin sonuçları yer almaktadır.

### Literatür Taraması

Literatürde sosyal yardımlarla istihdam ilişkisine yönelik ampirik çalışmalar sınırlı ve dolaylı düzeydedir. İŞKUR tarafından 2013 yılında Sosyal Yardım ve İstihdam İlişkisi başlıklı rapor, ülkemizde uzun yıllarıdır devam eden bir tartışma konusuna önemli bir ivme kazandırmıştır. Yoksullukla mücadele etmek için geliştirilen sosyal yardım uygulamalarının başka sorunlara yol aç-

ması sebebiyle 2000’li yıllarla birlikte sosyal yardım istihdam ilişkisi kurmaya yönelik çalışmalar gerçekleştirilmiştir. Rapora göre; Türkiye’de sosyal yardım istihdam ilişkisi kapsamında en önemli sorun çalışabilir durumda olup olmadığı dikkate alınmaksızın sosyal yardım başvurusunda bulunan herkesin İŞ-KUR’a yönlendirilmesidir. Sosyal yardım istihdam ilişkisinin kurulamaması iş gücü piyasasının etkinliğini azaltmaktadır.

Sosyal yardım istihdam ilişkisini doğrudan inceleyen bir diğer çalışmada Arslan (2014), Sivas ilinde alan araştırması yöntemi ile sosyal yardımlar ve istihdam ilişkisini incelemiştir. Sosyal yardımdan faydalanan 35 aile görüşülen çalışma bulgularına göre; sosyal yardımdan faydalananların çoğunluğunun istihdam dışında yer aldıkları ve yardımlara bağımlılığın söz konusu olduğu bu sebeple de sosyal yardımlarla istihdam arasında ilişkinin güçlendirilmesi gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.

İlgün (2015)’ün kamu sosyal harcamalarının gelir dağılımı üzerindeki etkisini incelediği çalışmada 1995-2012 döneminde OECD ülkelerinde bu ilişki panel veri analizi yöntemi ile incelenmektedir. Çalışma bulgularına göre; devletin ekonomideki payında yaşanan artışın gelir dağılımı üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu ayrıca toplam kamu sosyal harcamalarının, aktif iş gücü piyasası programları, dul ve yetim aylıklarıyla işsizlik sigortası harcamalarının GSYİH içerisinde daha yüksek pay taşımalarının gelir dağılımı adaletsizliğini azaltıcı yönde etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

2017 yılında Eroğlu, Altaş, Ün ve Ulu OECD ülkelerinde sosyal yardım harcamaları ile gelir dağılımı arasındaki ilişkiyi tespit etmek için panel veri analizi yöntemiyle çalışmışlardır. 21 OECD ülkesi için 2004-2011 dönemi için gerçekleştirilen analiz sonucunda sosyal yardım harcamalarının gelir dağılımını olumlu şekilde etkilediği, yani sosyal yardım harcamalarında yaşanan artış sonucunda gelir dağılımı adaletsizliğinde azalmanın söz konusu olduğu bulgularına ulaşmışlardır. Gelir dağılımında adaletsizliği azaltmada sosyal yardım harcamaları eğitim harcamalarından daha fazla etkin, işsizlik ve nüfus artışı ise gelir dağılımını olumsuz yönde etkilemektedir. Nitekim Niehues’in 2010 yılında GMM yöntemini kullanarak yapmış olduğu çalışmada da özellikle işsizlik yardımları ve emekli ödemelerinin gelir dağılımı adaletsizliğini azaltmak konusunda etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Uluslararası literatür kapsamında incelenecek ilk çalışma olarak Gough (2001)'in yapmış olduğu çalışmada 1992 yılı verilerinden hareketle OECD ülkeleri kapsamında sosyal yardım analizi yapılmış ve analizde kümeleme analizi tekniği sosyal yardımların, sosyal yardım rejimleri (7 rejim sınıfı) kapsamında; sosyal yardımların kapsamı, program yapısı ve cömertliğine ilişkin yargıları test etmek için uygulanmıştır. Analiz sonucunda temel olarak refah rejimlerinde hakların farklı şekillerde kodlanmasının özellikle cömertlik konusunda önemli farklılıklara sebep olduğu sonucuna ulaşılmakla birlikte, araştırılan üç yargı kapsamında muhafazakar rejimin diğer rejimlere göre sosyal yardımlar kapsamında önemli ölçüde farklılaştığı sonucuna ulaşılmıştır.

2002 yılında Cantillon, Marx ve Bosch yaptıkları çalışmada sosyal harcamalarla yoksulluk arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Sosyal harcamalar ve gelir yoksulluğu arasında güçlü ve negatif ilişki olduğu anlaşılan çalışmayla, yapılan diğer çalışmalar ve çeşitli simülasyonlardan sosyal harcamalarda genişleme yaşanmasının yoksulluk üzerinde her zaman güçlü bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Çalışma bulgularına göre; sosyal transferleri de kapsayan sosyal harcamaların artırılması bazı ülkeler için yoksullukta doğru bir şekilde etki yaratırken bazı ülkelerde ise özellikle İtalya ve İspanya gibi Güney Avrupa ülkelerinde yoksulluk üzerinde doğru yönde etkide bulunmamaktadır. Fakat yapılan simülasyon genel kanı olan sosyal harcamalarda artış yaşanmasının yoksulluğu azalttığı fikrini doğrulamaktadır.

Ding (2014) çalışmasında 34 OECD ülkesinde kamu refah harcamaları ve işsizlik ilişkisini panel, endojenite ve kalıcılık testleri ile incelemiştir. Test sonuçlarına göre kamu refah harcamalarının işsizlik üzerinde olumlu bir etkisi olduğu genel kanısına varılmakla beraber; gelir desteği ve emekli ödemelerinin işsizlik üzerinde olumlu etkisinin olmasının yanında sağlık üzerine yapılan harcamaların işsizlikte uzun dönemde önemli bir etkisinin olmadığı sonucuna da ulaşılmaktadır. 2015 yılında Athanasenas, Chapsa ve Michailidis tarafından çalışmada panel veri analizi yöntemi kullanılarak elde edilen tahmin sonuçlarına göre sosyal harcamalarda koşullu conver yakınsaklığı varlığı işsizlik üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. Aynı çalışmada refah rejimlerine göre yapılan analiz sonucundaysa her grubun kendi refah politikasına göre sosyal talebe sahip olduğu ve farklı refah rejimlerinde farklı dinamiklerin tanımlandığı sonucunda ulaşılmıştır.



Königs (2015) İsveç, Norveç, Hollanda ve Lüksemburg için Ocak 2001-Aralık 2008 tarihleri arasında sosyal faydalanmaya ilişkin dinamikleri analiz kapsamında incelemiştir. Yapılan çalışmaya göre; 4 ülke için de nüfusun büyük bir payının hayatları boyunca bir noktada kısa bir süre için de olsa sosyal yardımlardan faydalandığı fakat çalışma çağındaki nüfusun yararlanma oranlarının ülkelerde farklılık gösterdiği sonucuna ulaşılmaktadır. Çalışmaya göre; İsveç ve Norveç'te faydalanıcılar sosyal yardımlardan kısa süreyle faydalanırken, Hollanda ve Lüksemburg'da diğer iki ülkeye göre daha uzun süre bağımlılık söz konusudur. Uzun süre bağımlılık olmasının yanında faydalanmayı bıraktıktan sonra kazançlarına geri dönme oranları daha düşüktür. Bu da kişilerin kendi kendilerine yetebilmelerinin önünde bir engel olarak kabul edilmektedir.

Dobelniece (2017), Baltık ülkelerinde sosyal yardımlara ilişkin karşılaştırmalı analiz gerçekleştirmiştir. Çalışmadan hareketle bu ülkelerde sosyal yardım sistemlerinin özellikle yapının farklı olması sebebiyle diğer ülkelerden farklılık gösterdiği yorumu yapılabilmektedir. Baltık ülkelerinde yapı farklılığı yardımın, hak kazanmanın, cömertliğin ve karar alma düzeyinin farklı olmasından kaynaklanmakla beraber harcama ve doğurduğu sonuçlar açısından diğer ülkelerden daha az farklılık göstermektedir. Sosyal transferler tüm ülkelerde yoksulluğu azaltıcı etkide bulunmakla birlikte Baltık ülkeleri bu noktada AB-28 ülkelerine kıyasla geride kalmaktadır.

### **Metodoloji**

Çalışmanın metodoloji bölümünü, sosyal yardım ile istihdam arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla kurulan 3 modele ilişkin gerçekleştirilen analizler ve elde edilen bulgular oluşturmaktadır.

### **Veri Seti ve Tanımlayıcı İstatistikler**

Esping-Andersen'in yapmış olduğu liberal, muhafazakar ve sosyal demokrat ülkeler sınıflandırması kapsamında olan ülkelerde kamu eliyle yürütülen sosyal yardımların istihdama etkisini belirlemeyi amaçlayan çalışmada, 2005-2016 döneminde ülke verileri analiz kapsamında incelenmiştir. Sosyal yardım ve istihdama ilişkin ikincil verilere OECD veri tabanından (<https://stats.oecd.org/>) erişilmiştir. Araştırma kapsamında incelenen ülkeler, Tablo 2'de gösterilmektedir.

**Tablo 2:** Araştırma Kapsamında İncelenen Ülkeler

<b>Liberal Refah Rejimleri (Model 1)</b>	
Amerika	Avustralya
İngiltere	İrlanda
Kanada	Yeni Zelanda
<b>Muhafazakâr Refah Rejimleri (Model 2)</b>	
Almanya	Finlandiya
Fransa	İtalya
<b>Sosyal Demokrat Refah Rejimleri (Model 3)</b>	
Avusturya	Belçika
Danimarka	Hollanda
İsveç	Norveç

Çalışma kapsamında ülke grupları Gosta Esping Andersen'in 1991 yılında "The Three Worlds of Welfare Capitalism" eserinde yapmış olduğu sınıflandırmadan hareketle belirlenmiştir.

**Tablo 3:** Değişkenler ve Hesaplama Şekilleri

<b>Bağımlı Değişken</b>	<b>İstihdam Oranı (İST)</b>	<b>Çalışan nüfusun çalışma çağındaki nüfus içindeki payı</b>
<b>Açıklayıcı Değişken</b>	<b>Sosyal Yardım (SY)</b>	<b>Kamu eliyle dağıtılan sosyal yardımların milli gelirdeki payı</b>

Çalışmada kullanılan değişkenler ve hesaplama şekilleri açıklandıktan sonra değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikî değerler hesaplanmıştır. Model 1'e ilişkin bu değerler Tablo 4'te gösterilmektedir.

## Model 1 İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Tablo 4: Tanımlayıcı İstatistikler

	İST	SY
<b>Ortalama</b>	70.566	18.578
<b>Medyan</b>	71.811	18.745
<b>Maksimum</b>	75.571	22.977
<b>Minimum</b>	59.900	14.879
<b>Std. Spm.</b>	3.529	2.088
<b>Çarpıklık</b>	-1.441	0.306
<b>Basıklık</b>	4.623	2.242
<b>Jarque-Bera</b>	32.832	2.846
<b>Olasılık</b>	0.000	0.240
<b>Gözlem</b>	72	72

Tanımlayıcı istatistik sonuçlarının verildiği Tablo 4 incelendiğinde; ülkelerin çalışan nüfusun çalışma çağındaki nüfus içindeki payını temsil eden istihdam (İST) serilerine ilişkin ortalama değer 70.56 olarak hesaplanmıştır. Bu değer doğrultusunda incelenen ülkeler açısından istihdam oranının ortalamasının iyi bir düzeyde olduğu ifade edilebilir. Kamu eliyle yürütülen sosyal yardımların milli hâsıla içerisindeki payını ifade eden sosyal yardım (SY) değişkenine ait ortalama değer ise 18.57 olarak hesaplanmıştır. Bu oran liberal rejimler açısından beklenen düzeydedir. Liberal rejimlerde devlet eliyle yürütülen yardımların en muhtaç olan kesimlere uygulanması gerektiği düşünülmektedir. Değişkenlere ilişkin veri değerlerinin yayılımını ve ortalamaya göre durumunu ifade eden standart sapma değerleri, İST değişkeni için 3.52; SY için 2.088 olarak hesaplanmıştır. Her iki değere göre; incelemeye konu olan ülkelerin değişkenlerine ait değerlerinin ortalamaya yakın olduğu ve homojen bir yapı sergiledikleri söylenebilmektedir. Serilerin normal dağılım gösterip göstermediği çarpıklık, basıklık ve Jarque-Bera değerlerine göre değerlendirilebilmektedir. Değişkenlere ilişkin serilerde, çarpıklık katsayısı genel olarak negatif ve daha dik olmakta birlikte basıklık katsayısının 3'e yakın olması ve JB değerine ait olasılık değerinin ise kritik değer olarak kabul edilen 0.05'ten büyük çıkması normal dağılımın sağlanabilmesi için gereklidir. Normal dağılım için hesaplanan değerler, SY serisinin normal dağıldığına, İST

serisinin ise normal dağılmadığına işaret etmektedir. Panel veri analizinde normal dağılım bir ön koşul olmamakta ve gerçekleştirilen analizler için herhangi bir sorun teşkil etmemektedir.

### Model 1 İçin Yatay Kesit Bağımlılığının Araştırılması ve Homojenlik Sınaması

Yatay kesit bağımlılığı paneli oluşturan ülkelerden birine gelen şokun diğer ülkeleri de etkilemesi olarak ifade edilebilmektedir. Seriler arasında yatay kesit bağımlılığı söz konusu ise bu durumun dikkate alınmamasıyla yapılacak analiz elde edilecek bulguların doğruluğunu ve güvenilirliğini etkilemekte ve sahte regresyon ilişkisine yol açmaktadır (Breusch ve Pagan, 1980; Pesaran, 2004). Bu kapsamda serileri oluşturan yatay kesitler arasında yatay kesit bağımlılığı olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Seriler arasında yatay kesit bağımlılığının varlığı, Breusch-Pagan (1980) LM testi, Pesaran (2004) CD ve CDlm ve PUY (2008) LMadj testleri ile araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlık sınamaları için hangi birim kök testlerinin uygulanacağı değişken bazında gerçekleştirilen yatay kesit bağımlılığı testi ile belirlenmiştir. Yatay kesit bağımlılığı test sonuçları Tablo 5’te sunulmaktadır.

**Tablo 5:** Değişken Bazında Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Değişken	LM (Breusch; Pagan, 1980)		CDlm (Pesaran, 2004)		CD (Pesaran, 2004)		LMadj (PUY, 2008)	
	İstat.	Olas.	İstat.	Olas.	İstat.	Olas.	İstat.	Olas.
İST	29.886	0.012	2.718	0.003	-1.597	0.055	1.382	0.084
SY	30.873	0.009	2.898	0.002	-0.391	0.348	0.624	0.266
H <sub>0</sub> : Yatay kesit bağımlılığı yoktur.								
H <sub>1</sub> : Yatay kesit bağımlılığı vardır.								

Çalışmanın veri setinde zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük olduğu için ve LMadj testi diğer testlerin eksikliklerini gideren bir test olduğu için PUY (2008) LMadj sonuçları esas alınmıştır. Yatay kesit bağımlılığı testlerine ilişkin Tablo 4’teki sonuçlar incelendiğinde, PUY (2008) LM adj testi olasılık değerinin kritik değer olarak kabul edilen 0.05’ten büyük olduğu tespit edilmiş ve sıfır hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla paneli oluşturan IST ve SY değişkenlerinde yatay kesit bağımlılığı problemi söz konusu değildir.

Birim kök analize geçmeden önce sınanması gereken diğer bir varsayım homojenlik varsayımdır. Katsayılar heterojen iken homojen oldukları varsayılarak en küçük kareler yöntemi ile tahminleme yapılması, elde edilecek katsayılara ilişkin değerlerin sapmalı olmasına neden olabilmektedir (Baltagi, 2005). Pesaran ve Yamagata (2008) delta testleri yardımıyla zaman ve yatay kesit boyutuna bağlı olarak tahmin edilen eğim katsayılarının her bir ülke için homojen mi yoksa heterojen mi olduğu tespit edilebilmektedir (Topaloğlu, 2018). Bu sebeple Tablo 6'da değişken bazında gerçekleştirilen homojenite analiz sonuçları gösterilmektedir.

**Tablo 6:** Pesaran ve Yamagata (2008) Homojenite Test Sonuçları

		Olasılık Değeri		Olasılık Değeri
İST	0.259	0.398	0.300	0.382
SY	-1.146	0.874	-1.323	0.907

$H_0$ : Homojenlik vardır.  
 $H_1$ : Homojenlik yoktur.

Homojenliğe ilişkin yapılan delta testi sonucuna göre, tahmin edilecek modele ait IST ve SY değişkenlerine ait delta ve düzeltilmiş delta olasılık değerlerinin 0.05 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu belirlenmiştir ve sıfır hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla bu iki değişkenin eğim katsayıları homojendir.

### Model 1 İçin Birim Kök Sınaması

Paneli oluşturan değişkenlere ilişkin serilerin durağanlık koşulunu sağlayıp sağlamadıkları, yapılacak tahminlemenin güvenilirliği açısından önemlidir. Modeli oluşturan değişkenlerin birim kök içerdiği yani durağanlık özelliğini taşımadığı durumlarda tahmin sonuçları yanıltıcı olmakta ve sahte regresyon ilişkisi ortaya çıkmaktadır (Akram, 2011: 11; Vosvrda, 2013: 1). Panel birim kök testleri, yatay kesit bağımlılığını dikkate almaları doğrultusunda birincil ve ikincil nesil testler olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Modelde kullanılan değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı söz konusu olmadığı için IST ve SY değişkenleri için yatay kesit bağımlılığını dikkate almayan birincil nesil birim kök testlerinden homojenlik varsayımı altında kullanılan Levin, Lin ve Chu (LLC) (2002) durağanlık sınaması için kullanılmıştır. Birim kök testine ilişkin

sonuçlar Tablo 7’de gösterilmektedir.

**Tablo 7:** LLC Birim Kök Testi Sonuçları

Seviye	Sabit		Sabit ve Trend	
	İsta.	Olas.	İsta.	Olas.
İST	-2.5822	0.0049	-2.1303	0.0166
SY	-3.1587	0.0008	-4.9791	0.0000
H <sub>0</sub> : Birim kök vardır. H <sub>1</sub> : Birim kök yoktur.				

LLC (2002) test sonuçları incelendiğinde, İST ve SY değişkenlerinin olasılık değerleri kritik değer olarak kabul edilen 0.05’ten küçük olduğu için sabit ve sabit ve trend’li modellerde H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. Yani iki değişkenin de I (0) ya da düzeyde durağan olduğu tespit edilmiştir.

### Model 1 İçin Panel Veri Modelinin Tahmini

Analiz kapsamında seçilen ülkeler Esping-Andersen’in yaptığı sınıflandırmadan hareketle oluşturulduğu için rastgele seçilmiş bir grup olarak değerlendirilmektedir. Bu bağlamda çalışma kapsamında rassal etkiler modelinin kullanılıp kullanılmayacağına yönelik gerçekleştirilen testlere ilişkin sonuçlar, Tablo 8’de sunulmaktadır.

**Tablo 8:** Tahmin Modeli Belirleme Analiz Sonuçları

Test	İsta.	p-değer.	Hipotez	Karar
F-grup_fixed	90.618	0.000	Ho: Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	RED
F-zaman_fixed	2.433	0.015	Ho: Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	RED
F-ikiyönlü_fixed	31.592	0.000	Ho: Kesit ve zaman etkisi yoktur.	RED
LM-grup_random	250.7	0.000	Ho: Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	RED
LM-zaman_random	1.955	0.162	Ho: Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	KABUL
LM-ikiyönlü_random	252.6	0.000	Ho: Kesit ve zaman etkisi yoktur.	RED
Honda-grup_random	15.834	0.000	Ho: Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	RED
Honda-zaman_random	-1.398	0.948	Ho: Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	KABUL
Honda-ikiyönlü_random	10.208	0.000	Ho: Kesit ve zaman etkisi yoktur.	RED
Hausman	0.880	0.348		

Modelin rassal etkiler modeli ile tahmin edilip edilmeyeceğinin tespit edilebilmesi için LM ve Honda testi sonuçları dikkate alınmaktadır. Tablo 8'deki LM ve Honda testi sonuçları incelendiğinde, olasılık değerinin kritik değerinin altında olduğu belirlenmiş ve sıfır hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla modelin rassal etkiler modeli ile tahmin edilmesi etkindir. Ayrıca grup ve zaman etkilerinin varlığına ilişkin test istatistikleri değerlendirildiğinde, tahmin edilecek modelde grup etkisinin olduğu buna karşın zaman etkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Hausman test sonuçlarına bakıldığında ise, olasılık değerinin kritik değer olan 0.05'ten büyük olduğu ve hem sabit hem de rassal etkiler modelinin tahmincilerinin tutarlı olduğu görülmektedir.

Değişen varyans ve otokorelasyon varsayımları panel veri analizinde hata terimi ile ilgili temel varsayımları oluşturmaktadır. Panelde otokorelasyon ve/veya değişen varyans sorunlarının olması analizde sapmalara ve tutarsızlıklara yol açabilmektedir. Bu doğrultuda rassal etkiler modeli esas alınarak gerçekleştirilen değişen varyans ve otokorelasyon test sonuçları Tablo 9'da gösterilmektedir.

**Tablo 9:** Rassal Etkiler Modeli İçin Değişen Varyans ve Otokorelasyon Test Sonuçları

Değişen Varyans		
LMh_rassal	54.339	0.000000
Ho: Değişen varyans yoktur. H <sub>1</sub> : Değişen varyans vardır.		
Otokorelasyon		
LM-istatistik	251.235	0.000000
Ho: Otokorelasyon yoktur. H <sub>1</sub> : Otokorelasyon vardır.		
LM-istatistik	218.940	0.000000
Ho: Otokorelasyon yoktur. H <sub>1</sub> : Otokorelasyon vardır.		

Rassal etkiler modeli esas alınarak hesaplanmış değişen varyans ve otokorelasyon test olasılık değerleri incelendiğinde, ilgili değerlerin kritik değerinin altında olduğu tespit edilmiş ve hem değişen varyans hem de otokorelasyon için sıfır hipotezleri reddedilmiştir. Dolayısıyla panelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının varlığı ortaya çıkarılmıştır. Bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olup olmadığı ve varsa bu ilişkinin yönünü tespit edebilmek için paneldeki değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarına çözüm üreten White Period panel standart hataların düzeltilmesi yoluyla tahminleme gerçekleştirilmiştir. Tahmin sonuçları, Tablo 10'da gösterilmektedir.



**Tablo 10:** Model Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken		Yöntem		Örneklem
İST		Panel EGLS White Period standard errors & covariance (no d.f. corrected)		2005-2016
Açıklayıcı Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
SY	-0.960455	0.139716	-6.874353	0.0000
C	88.41072	1.782472	49.60006	0.0000
Ağırlıklandırılmış İstatistikler				
R-squared	0.534277	Mean dependent var	7.578645	
Adjusted R-squared	0.527624	S.D. dependent var	1.947104	
S.E. of regression	1.338237	Sum squared resid	125.3615	
F-statistics	80.30402			
Prob (F statistic)	0.000000			

Model 1 için gerçekleştirilen analiz sonuçları incelendiğinde, modelin bir bütün olarak anlamlılığını ifade eden f istatistik olasılık değerinin 0.01 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu ve sosyal yardım (SY) açıklayıcı değişkeninin bağımlı değişken konumunda olan istihdam oranı (IST) seviyesindeki değişimin %53'ünü ( $R^2$ ) açıkladığı belirlenmiştir. Analiz sonucunda, liberal modelde sosyal yardım ile istihdam oranı arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü güçlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Liberal ülkeler için oluşturulan modelde sosyal yardımda yaşanan bir birimlik artış, istihdam oranında 0.96 birimlik bir azalışa yol açmaktadır. Bu noktadan hareketle liberal ülkelerde piyasa yapısı gereği kamu eliyle yürütülen sosyal yardımların miktarında yaşanan artış insanların iş gücü piyasasından çekilme eğilimlerini artırmaktadır denilebilmektedir.

## Model 2 İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Model 2 için değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistik sonuçları Tablo 11’de gösterilmektedir.

**Tablo 11:** Tanımlayıcı İstatistikler

	İST	SY
<b>Ortalama</b>	63.550	27.530
<b>Medyan</b>	63.025	28.027
<b>Maksimum</b>	74.650	31.938
<b>Minimum</b>	55.525	24.089
<b>Std. Spm.</b>	5.366	2.374
<b>Çarpıklık</b>	0.546	0.126
<b>Basıklık</b>	2.485	1.854
<b>Jarque-Bera</b>	2.921	2.752
<b>Olasılık</b>	0.228	0.223
<b>Gözlem</b>	48	48
Tabloda istihdam oranı (İST) ile, sosyal yardımların GSYİH içindeki payı (SY) ile gösterilmektedir.		

Tanımlayıcı istatistik sonuçlarının verildiği tablo incelendiğinde; ülkelerin çalışan nüfusun çalışma çağındaki nüfusa oranını temsil eden istihdam (İST) serilerine ilişkin ortalama değer 63.55 olarak hesaplanmıştır. Bu değer doğrultusunda incelenen ülkeler açısından istihdam oranının liberal rejim ülkelerine kıyasla daha düşük olduğu söylenebilmektedir. Kamu eliyle yürütülen sosyal yardımların milli hasıla içerisindeki payını ifade eden sosyal yardım (SY) değişkenine ait ortalama değer ise 27.53 olarak hesaplanmıştır. Sosyal yardımların dağıtımını konusunda liberal ülkeler kadar katı olmayan muhafazakar rejim ülkelerinde devlet eliyle yürütülen sosyal yardımların ortalaması daha yüksektir. Değişkenlere ilişkin veri değerlerinin yayılımını ve ortalamadan sapmaya göre durumunu ifade eden standart sapma değerleri, İST değişkeni için 5.36; SY için 2.37 olarak hesaplanmıştır. Her iki değere göre incelemeye konu olan ülkelerin değişkenlerine ait değerlerinin ortalamaya yakın olduğunu ve homojen bir yapı sergilediklerini söylemek mümkündür. Normal dağılım için hesaplanan değerler, İST ve SY serilerinin normal dağıldığını göstermektedir.

## Model 2 İçin Yatay Kesit Bağımlılığının Araştırılması ve Homojenlik Sınaması

Model 2 için gerçekleştirilen yatay kesit bağımlılığı sorununun olup olmadığını gösteren test sonuçları Tablo 12’de gösterilmektedir.

**Tablo 12:** Değişken Bazında Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Değişken	LM (Breusch; Pagan, 1980)		CDIm (Pesaran, 2004)		CD (Pesaran, 2004)		LMadj (PUY, 2008)	
	İstat.	Olas.	İstat.	Olas.	İstat.	Olas.	İstat.	Olas.
İST	13.854	0.031	2.267	0.012	-0.852	0.197	2.747	0.003
SY	14.325	0.026	2.403	0.008	-0.499	0.309	1.886	0.030

H<sub>0</sub>: Yatay kesit bağımlılığı yoktur.  
H<sub>1</sub>: Yatay kesit bağımlılığı vardır.

Çalışmanın veri setinde zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük olduğu için ve LMadj testi diğer testlerin eksikliklerini gideren bir test olduğu için PUY (2008) LMadj sonuçları esas alınmıştır. Yatay kesit bağımlılığı testlerine ilişkin Tablo 11’deki sonuçlar incelendiğinde, PUY (2008) LM adj testi olasılık değerinin kritik değer olarak kabul edilen 0.05’ten küçük olduğu tespit edilmiş ve sıfır hipotezi reddedilmiştir. Paneli oluşturan IST ve SY değişkenlerinde yatay kesit bağımlılığı problemi söz konusudur.

Yatay kesit sınavasından sonra birim kök sınavası yapılmadan önce gerçekleştirilmesi gereken diğer bir sınavaya yani homojenlik sınavasına geçilmiştir. Model 2 için gerçekleştirilen homojenite test sonuçları Tablo 13’te gösterilmektedir.

**Tablo 13:** Pesaran ve Yamagata (2008) Homojenite Test Sonuçları

	$\tilde{\Delta}$	Olasılık Değeri	$\tilde{\Delta}_{adj}$	Olasılık Değeri
İST	1.194	0.116	1.379	0.084
SY	1.189	0.117	1.373	0.085

H<sub>0</sub>: Homojenlik vardır.  
H<sub>1</sub>: Homojenlik yoktur.

Homojenliğe ilişkin yapılan delta testi sonucuna göre, tahmin edilecek modele ait IST ve SY değişkenlerine ait delta ve düzeltilmiş delta olasılık değerlerinin 0.05 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu belirlenmiştir ve sıfır hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla IST ve SY değişkenleri için eğim katsayıları homojendir denilebilmektedir.

### Model 2 İçin Birim Kök Sınaması

Model 2 için gerçekleştirilen serilerin durağanlığının tespit edildiği birim kök test sonuçları Tablo 14’te gösterilmektedir. Homojen ve yatay kesit bağımlılığı söz konusu olan IST ve SY değişkenleri için ikinci nesil birim kök testlerinden Smith vd. (2004) Bootstrap birim kök testi kullanılmıştır.

**Tablo 14:** Smith vd. (2004) Bootstrap Birim Kök Testi Sonuçları

Seviye	Sabit		Sabit ve Trend	
	İsta.	Olas.	İsta.	Olas.
İST	-2.703	0.034	-2.165	0.473
Seviye	Sabit		Sabit ve Trend	
	İsta.	Olas.	İsta.	Olas.
SY	-4.424	0.013	-2.013	0.498
H <sub>0</sub> : Birim kök vardır.				
H <sub>1</sub> : Birim kök yoktur.				

Smith vd. (2004) Bootstrap test istatistik sonuçları incelendiğinde, IST ve SY değişkenlerinin olasılık değeri sabit model için 0.05 kritik değerinden küçük olduğu için sabit Ho hipotezi reddedilmiştir. Yani IST ve SY değişkeninin düzeyde durağan olduğu tespit edilmiştir. Trendli model yerine sabitli modelin tercih edilme sebebi ise çalışmada kullanılan yıl sayısının az olmasıdır.

### Model 2 İçin Panel Veri Modelinin Tahmini

Analiz kapsamında seçilen ülkeler Esping-Andersen’in yaptığı sınıflandırmadan hareketle oluşturulduğu için rastgele seçilmiş bir grup olarak değerlendirilmektedir. Bu bağlamda çalışma kapsamında rassal etkiler modelinin kullanılıp kullanılmayacağına yönelik gerçekleştirilen testlere ilişkin sonuçlar, Tablo 15’te sunulmaktadır.

**Tablo 15:** Tahmin Modeli Belirleme Analiz Sonuçları

Test	İsta.	p-değer.	Hipotez	Karar
F-grup_fixed	804.161	0.000	Ho: Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	RED
F-zaman_fixed	18.561	0.000	Ho: Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	RED
F-ikiyönlü_fixed	194.267	0.000	Ho: Kesit ve zaman etkisi yoktur.	RED
LM-grup_random	204.08	0.000	Ho: Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	RED
LM-zaman_random	3.564	0.059	Ho: Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	RED
LM-ikiyönlü_random	207.6	0.000	Ho: Kesit ve zaman etkisi yoktur.	RED
Hausman	0.235	0.627		

Modelin rassal etkiler modeli ile tahmin edilip edilmeyeceğinin tespit edilebilmesi için LM testi sonuçları dikkate alınmaktadır. Tablo 15'deki LM testi sonuçları incelendiğinde, modelin rassal etkiler modeli ile tahmin edilmesi etkindir. Ayrıca grup ve zaman etkilerinin varlığına ilişkin test istatistikleri değerlendirildiğinde, tahmin edilecek modelde hem grup etkisinin hem de zaman etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Hausman test sonuçlarına bakıldığında ise, olasılık değerinin kritik değer olan 0.05'ten büyük olduğu ve sabit etkiler ve rassal etkiler modelinin tahmincilerinin tutarlı olduğu görülmektedir.

**Tablo 16:** Rassal Etkiler Modeli İçin Değişen Varyans ve Otokorelasyon Test Sonuçları

Değişen Varyans		
LMh_rassal	14.024	0.002872
Ho: Değişen varyans yoktur.		
H <sub>1</sub> : Değişen varyans vardır.		
Otokorelasyon		
LM-istatistik	204.819	0.000000
Ho: Otokorelasyon yoktur.		
H <sub>1</sub> : Otokorelasyon vardır.		
LM-istatistik	179.343	0.000000
Ho: Otokorelasyon yoktur.		
H <sub>1</sub> : Otokorelasyon vardır.		

Rassal etkiler modeli esas alınarak hesaplanmış değişen varyans ve otokorelasyon test olasılık değerleri incelendiğinde, ilgili değerlerin kritik değerinin altında olduğu tespit edilmiş ve hem değişen varyans hem de otokorelasyon için sıfır hipotezleri reddedilmiştir. Dolayısıyla modele ilişkin hata terimlerinde değişen varyans ve otokorelasyon sorunları vardır. Paneldeki değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarına çözüm üreten White Period panel standart hataların düzeltilmesi yoluyla tahminleme gerçekleştirilmiştir. Tahmin sonuçları, Tablo 16’da gösterilmektedir.

**Tablo 17:** Model Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken		Yöntem		Örneklem
İST		Panel EGLS White Period standard errors & covariance (no d.f. corrected)		2005-2016
Açıklayıcı Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
SY	-0.741861	0.354144	-2.094802	0.0417
C	83.97372	11.08861	7.572974	0.0000
Ağırlıklandırılmış İstatistikler				
R-squared	0.314328	Mean dependent var	1.832357	
Adjusted R-squared	0.299423	S.D. dependent var	1.421366	
S.E. of regression	1.189690	Sum squared resid	65.10670	
F-statistics	21.08752			
Prob (F statistic)	0.000034			

Model 2 için gerçekleştirilen analiz sonuçları incelendiğinde, modelin bir bütün olarak anlamlılığını ifade eden f istatistik olasılık değerinin anlamlı olduğu ve sosyal yardım (SY) açıklayıcı değişkeninin bağımlı değişken konumunda olan istihdam oranı (IST) seviyesindeki değişimin %31’ini ( $R^2$ ) açıkladığı belirlenmiştir. Analiz sonucunda, muhafazakar modelde sosyal yardım ile istihdam oranı arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Muhafazakar ülkeler için oluşturulan modelde sosyal yardımda yaşanan bir birimlik artış, istihdam oranında 0.74

birimlik bir azalışa yol açmaktadır. Bu noktadan hareketle muhafazakar ülkelerde kamu eliyle yürütülen sosyal yardımların miktarında yaşanan artış insanların iş gücü piyasasından çekilme eğilimlerini liberal ülkelere göre daha az artırmaktadır şeklinde bir yorum yapılabilmektedir.

### Model 3 İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Model 3 için değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistik sonuçları Tablo 18'de gösterilmektedir.

**Tablo 18:** Tanımlayıcı İstatistikler

	İST	SY
<b>Ortalama</b>	74.728	24.334
<b>Medyan</b>	74.737	24.959
<b>Maksimum</b>	77.950	29.017
<b>Minimum</b>	72.150	19.152
<b>Std. Spm.</b>	1.531	3.155
<b>Çarpıklık</b>	0.263	0.006
<b>Basıklık</b>	2.336	1.664
<b>Jarque-Bera</b>	1.436	3.569
<b>Olasılık</b>	0.487	0.167
<b>Gözlem</b>	48	48
Tabloda istihdam oranı (İST) ile, sosyal yardımların GSYİH içindeki payı (SY) ile gösterilmektedir.		

Tanımlayıcı istatistik sonuçlarının verildiği tablo incelendiğinde; ülkelerin çalışan nüfusun çalışma çağındaki nüfusa oranını temsil eden istihdam (İST) serilerine ilişkin ortalama değer 74.72 olarak hesaplanmıştır. Bu değer doğrultusunda incelenen ülkelerin istihdam oranının ortalaması diğer iki refah rejimine göre daha yüksektir. Sosyal yardımların milli hâsıla içerisindeki payını ifade eden sosyal yardım (SY) değişkenine ait ortalama değer ise 24.33 olarak hesaplanmıştır. Değişkenlere ilişkin veri değerlerinin yayılımını ve ortalamaya göre durumunu ifade eden standart sapma değerleri, İST değişkeni için 1.53; SY için 3.155 olarak hesaplanmıştır. Her iki değere göre incelemeye konu olan ülkelerin değişkenlerine ait değerlerinin ortalamaya yakın olduğunu ve homojen bir yapı sergilediklerini söylemek mümkündür. Normal dağılım

için hesaplanan değerler, SY ve İST serilerinin normal dağıldığına işaret etmektedir.

### Model 3 İçin Yatay Kesit Bağımlılığının Araştırılması ve Homojenlik Sınaması

Model 3 için gerçekleştirilen yatay kesit bağımlılığı sorununun olup olmadığını gösteren test sonuçları Tablo 19’da gösterilmektedir.

**Tablo 19:** Değişken Bazında Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Değişken	LM (Breusch; Pagan, 1980)		CDlm (Pesaran, 2004)		CD (Pesaran, 2004)		LMadj (PUY, 2008)	
	İstat.	Olas.	İstat.	Olas.	İstat.	Olas.	İstat.	Olas.
İST	16.250	0.012	2.959	0.002	-1.219	0.111	0.810	0.209
SY	15.455	0.017	2.729	0.003	-1.482	0.069	5.215	0.000

H<sub>0</sub>: Yatay kesit bağımlılığı yoktur.  
 H<sub>1</sub>: Yatay kesit bağımlılığı vardır.

Çalışmanın veri setinde zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük olduğu için ve LMadj testi diğer testlerin eksikliklerini gideren bir test olduğu için PUY (2008) LMadj sonuçları esas alınmıştır. Yatay kesit bağımlılığı testlerine ilişkin Tablo 18’deki sonuçlar incelendiğinde, İST değişkeni için PUY (2008) LM adj testi olasılık değerinin kritik değer olarak kabul edilen 0.05’ten büyük olduğu tespit edilmiş ve sıfır hipotezi reddedilemezken SY değişkeni için sıfır hipotezi reddedilmiştir. Paneli oluşturan İST değişkeninde yatay kesit bağımlılığı problemi söz konusu değilken SY değişkeninde yatay kesit bağımlılığı problemi söz konusudur.

Yatay kesit bağımlılığı sınavından sonra birim kök sınavı yapılmadan önce gerçekleştirilmesi gereken diğer bir sınamaya yani homojenlik sınavına geçilmiştir. Model 3 için gerçekleştirilen homojenite test sonuçları Tablo 20’de gösterilmektedir.



**Tablo 20:** Pesaran ve Yamagata (2008) Homojenite Test Sonuçları

	$\tilde{\Delta}$	Olasılık Değeri	$\tilde{\Delta}_{adj}$	Olasılık Değeri
İST	1.607	0.054	1.856	0.032
SY	-0.501	0.692	-0.578	0.718
H <sub>0</sub> : Homojenlik vardır. H <sub>1</sub> : Homojenlik yoktur.				

Homojenliğe ilişkin yapılan delta testi sonucuna göre, tahmin edilecek modele ait IST değişkenine ait delta olasılık değeri kritik değere çok yakın düzeltilmiş delta olasılık değeri ise kritik değerden küçük olduğu ve H<sub>0</sub> hipotezi reddedildiği için heterojenlik söz konusudur. SY değişkenine ait delta ve düzeltilmiş delta olasılık değerlerinin 0.05 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu belirlenmiştir ve sıfır hipotezi reddedilememiştir yani homojenlik söz konusudur.

### Model 3 İçin Birim Kök Sınaması

Model 3 için gerçekleştirilen serilerin durağanlığının tespit edildiği birim kök test sonuçları Tablo 21 ve Tablo 22'de gösterilmektedir. Heterojen olan IST değişkeni için birincil nesil birim kök testlerinden homojenite durumunda kullanılabilen testlerden biri olan Hadri (2000) birim kök testi, SY değişkeni için de yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil testlerden Bai ve Ng (2004) PANIC birim kök testi kullanılmıştır.

**Tablo 21:** Hadri (2000) Birim Kök Testi Sonuçları

Seviye	Sabit		Sabit ve Trend	
	İsta.	Olas.	İsta.	Olas.
İST	1.13981	0.1272	1.49834	0.0670
H <sub>0</sub> : Birim kök yoktur. H <sub>1</sub> : Birim kök vardır.				

Hadri (2000) test istatistik sonuçları incelendiğinde, IST değişkeninin olasılık değeri sabit model ve sabit ve trendli model için 0.05 kritik değerinden büyük olduğu için düzeyde durağan olduğu tespit edilmiştir.

**Tablo 22:** Bai ve Ng (2004) PANIC Birim Kök Testi Sonuçları

Seviye	Sabit				Trend			
	PCe_Choi	Olas.	PCe_MW	Olas.	PCe_Choi	Olas.	PCe_MW	Olas.
SY	6.0000	0.0000	32.0000	0.0001	1.1334	0.1285	12.5334	0.1289
H <sub>0</sub> : Birim kök vardır.								
H <sub>1</sub> : Birim kök yoktur.								

Yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testlerinden olan Bai ve Ng (2004) PANIC birim kök test sonuçları incelendiğinde her iki test grubunda GINI, ISTLO ve ISTL değişkenlerine ait olasılık değerlerinin kritik değerinin altında olduğu görülmekte ve H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmektedir. Yani üç değişken de sabit modelde düzeyde durağandır (I0) denilebilmektedir. Trendli model yerine sabitli modelin tercih edilme sebebi ise çalışmada kullanılan yıl sayısının az olmasıdır.

### Model 3 İçin Panel Veri Modelinin Tahmini

Analiz kapsamında seçilen ülkeler Esping-Andersen'in yaptığı sınıflandırmadan hareketle oluşturulan modelde sabit etkiler modelinin ya da rassal etkiler modelinin kullanılıp kullanılmayacağına yönelik gerçekleştirilen testlere ilişkin sonuçlar, Tablo 23'te sunulmaktadır.

**Tablo 23:** Tahmin Modeli Belirleme Analiz Sonuçları

Test	İsta.	p-değer.	Hipotez	Karar
F-grup_fixed	11.573	0.000	Ho: Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	RED
F-zaman_fixed	2.414	0.008	Ho: Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	RED
F-ikiyönlü_fixed	4.841	0.000	Ho: Kesit ve zaman etkisi yoktur.	RED
LM-grup_random	2.414	0.120	Ho: Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	KABUL
LM-zaman_random	0.685	0.407	Ho: Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	KABUL
LM-ikiyönlü_random	3.100	0.212	Ho: Kesit ve zaman etkisi yoktur.	KABUL
Hausman	9.225	0.002		

Tablo 23'teki test sonuçları incelendiğinde, F testi olasılık değerinin kritik değerinin altında olduğu belirlenmiş ve sıfır hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla modelin sabit etkiler modeli ile tahmin edilmesi etkindir. Ayrıca grup ve zaman etkilerinin varlığına ilişkin test istatistikleri değerlendirildiğinde,

tahmin edilecek modelde grup ve zaman etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Hausman test sonucuna göre de olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğu için yalnızca sabit etkiler modelinin tahmincisinin tutarlı olduğu görülmektedir.

**Tablo 24:** Sabit Etkiler Modeli İçin Değişen Varyans ve Otokorelasyon Test Sonuçları

Değişen Varyans		
LMh_sabit	7.238	0.007136
Ho: Değişen varyans yoktur. H <sub>1</sub> : Değişen varyans vardır.		
Otokorelasyon		
LMp-istatistik	22.524	0.000002
Ho: Otokorelasyon yoktur. H <sub>1</sub> : Otokorelasyon vardır.		
LMp*-istatistik	29.293	0.000000
Ho: Otokorelasyon yoktur. H <sub>1</sub> : Otokorelasyon vardır.		

Sabit etkiler modeli esas alınarak hesaplanmış değişen varyans ve otokorelasyon test olasılık değerleri incelendiğinde, ilgili değerlerin kritik değerinin altında olduğu tespit edilmiş ve hem değişen varyans hem de otokorelasyon için sıfır hipotezleri reddedilmiştir. Dolayısıyla panelde değişen varyans ve otokorelasyon sorunları vardır. Model 3 için paneldeki otokorelasyon sorunu AR süreci işletilerek, değişen varyans sorunu ise White Cross-Section panel standart hataları düzelten dirençli tahminci ile tahminleme gerçekleştirilmiştir. Tahmin sonuçları, Tablo 25'te yer almaktadır.

**Tablo 25:** Model Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken		Yöntem		Örneklem
İST		Panel Least Squares White cross-section standard errors & covariance (no d.f. corrected)		2005-2016
Açıklayıcı Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
SY	-0.511992	0.182257	-2.809174	0.0083
C	87.37299	4.774154	18.30125	0.0000
AR(1)	0.977549	0.119997	8.146430	0.0000
AR(2)	-0.447033	0.119621	-3.737063	0.0007
Ağırlıklandırılmış İstatistikler				
R-squared	0.801494	Mean dependent var	74.76188	
Adjusted R-squared	0.765402	S.D. dependent var	1.523502	
S.E. of regression	0.737913	Sum squared resid	17.96902	
F-statistics	22.20695	Durbin-Watson stat	1.979223	
Prob (F statistic)	0.000000			

Model 3 için gerçekleştirilen analiz sonuçları incelendiğinde, modelin bir bütün olarak anlamlı olduğu ve sosyal yardım (SY) açıklayıcı değişkeninin bağımlı değişken konumunda olan istihdam oranı (İST) seviyesindeki değişimin %80'ini ( $R^2$ ) açıkladığı belirlenmiştir. Modelde varlığı tespit edilen otokorelasyon sorununun AR(2) süreci ile giderildiği Durbin-Watson katsayısında gözlemlenmektedir. Analiz sonucunda, sosyal demokrat modelde sosyal yardım ile istihdam oranı arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Sosyal demokrat ülkeler için oluşturulan modelde sosyal yardımda yaşanan bir birimlik artış, istihdam oranında 0.51 birimlik bir azalışa yol açmaktadır. Bu noktadan hareketle kamu eliyle yürütülen sosyal yardımların miktarında yaşanan artış insanların iş gücü piyasasından çekilme eğilimlerini Esping-Andersen sınıflandırması

içindeki gruplardan en az sosyal demokrat refah rejiminde artırmaktadır, denilebilmektedir.

### Bulgular

Bu çalışmayla farklı refah rejimlerinde kamu eliyle yürütülen sosyal yardımların istihdam üzerindeki etkisinin tespiti amaçlanmıştır. Çalışmaya konu olan ülkeler Esping-Andersen'in (1991) Refah Kapitalizminin Üç Dünyası adlı eserinde dekomüdfikasyon ve stratifikasyon düzeylerini esas alarak yapmış olduğu sınıflandırma kapsamında belirlenmiştir. Bağımlı değişken olan istihdam ile açıklayıcı değişken olan kamu eliyle yürütülen sosyal yardımlar arasındaki ilişki panel veri analizi yöntemiyle araştırılmıştır. Analiz kapsamında her bir model için yatay kesit bağımlılığı, homojenite, durağanlık sınaması analiz edilmiş, sonrasında tahmin modeli seçimi, değişen varyans ve otokorelasyon testi uygulanmış son olarak da rassal etkiler modeli için değişen varyans ve otokorelasyon sorununun çözülmesiyle model tahmini gerçekleştirilmiştir.

Yapılan analiz sonucunda her üç modelde de modelin anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Liberal rejim için yapılan analiz sonucunda; kamu eliyle yürütülen sosyal yardımlarla istihdam arasında anlamlı ve negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Sosyal yardımlarda yaşanan bir birimlik artışın liberal rejimde istihdamı 2005-2016 döneminde 0.96 birim azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Muhafazakar rejim için yapılan analizde de kamu eliyle yürütülen sosyal yardımlarla istihdam arasında anlamlı ve negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Muhafazakar rejimde sosyal yardım düzeyinde yaşanan bir birimlik artış 2005-2016 döneminde istihdamda 0.74 birim azalmaya sebep olmuştur. Son olarak sosyal demokrat rejim için yapılan analizde de değişkenler arasında anlamlı ve negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. 2005-2016 dönemi için kamu eliyle yürütülen sosyal yardımlarda yaşanan bir birimlik artış istihdamı 0.51 birim azaltmıştır. Analiz sonuçları incelendiğinde liberal rejimde sosyal yardımlarda artış yaşanması insanların piyasadan uzaklaşmasını diğer rejimlerden oldukça daha yüksek düzeyde etkilemektedir. İnsanların iş gücü piyasasından ve istihdamdan artan sosyal yardımlar sebebiyle kaçışının en az olduğu rejim türü ise sosyal demokrat refah rejimidir.

## Sonuç ve Değerlendirme

Sosyal yardımların sosyal güvenlik sistemlerinin açıklarını kapatan, muhtaçlık ve yoksulluğun olumsuz görünümünü engelleyen olumlu özelliklerinin yanında, toplumca damgalanma veya küçük düşürülme ve tembellek - bağımlılık yaratan olumsuz özellikleri, bu sosyal politika tekniğinin dikkatle seçilerek uygulanmasını zorunlu kılmaktadır. Yardım alanların yanıltıcı ve mükerrerlik oluşturan suistimal çabaları da sosyal yardımların refah rejimi içerisindeki yerinin dikkatli bir biçimde belirlenmesinin diğer bir nedeni olarak öne çıkmaktadır. Sosyal yardımların şarta bağlı olma, aynı ve nakdi verilebilme gibi olumsuz yönlerini belirli ölçülerde telafi edebilecek temel gelir yaklaşımı da, maliyet ve çalışma tercihindeki olumsuz etkiler nedeniyle eleştirilmektedir. Sosyal yardım alan bireyin giderek daha tembel bir nitelik kazanarak iş gücü piyasasından kopacağı ya da yardım aldığı dönemde iş gücü piyasasında ihtiyaç duyduğu becerilerini kaybedeceği gibi riskler, refah kurumlarının sosyal yardım uygulamalarına daha endişeli bir bakış geliştirmelerine neden olmuştur.

Tüm dünyada küreselleşme kavramsallaştırması altında yaşanan değişimlerin refah devletinde de önemli dönüşümleri meydana getirdiği görülmüştür. Refah hizmetlerindeki bileşenlerin ağırlık düzeylerinde ortaya çıkan farklılıklar, refah modellerinin de çeşitlenmesine ve aralarındaki farklılıkların derinleşmesine neden olmaktadır. Özellikle refah rejimleri içerisinde 1980'li yıllardan itibaren ağırlıklı olarak neo-liberal politikaların etkisiyle artış gösteren yoksulluk, refah paradigmasındaki birçok değişimin kaynağı olarak gösterilmiştir. Ekonomik yapısal bir sorun olarak talep yetersizliğini gören yaklaşımlar, gelir transferine yönelik politikalara destek vermiş, yüksek ücret ve yardım politikaları birçok ülkede uygulama alanı bulmuştur. Yoksulluk ve işsizlik sorunlarını iş gücü piyasaları üzerinden okumaya çalışan yaklaşımlar da esneklik ve kuralsızlık uygulamalarını ön plana çıkarmış, yeterli bir sosyal güvenceye sahip olmadan düşük gelirle çalışma yeni bir refah görünümü güç kazanmıştır.

Geleneksel iş gücü piyasası ve sosyal güvenlik politikalarının yetersiz kalması, çalışma ile ilişkili yükümlülüklerin yerine getirildiği çalışma merkezli bir refah alanının güç kazanmasına neden olmuştur. Özellikle liberal

nitelikteki refah uygulamalarında, işsizliğin ve yoksulluğun nedenleri konusundaki açıklamaların, “refah bağımlılığı”, “düşük motivasyon” ve “istihdam edilebilirliğin yetersiz olması” gibi sorunları öne çıkararak arz-yanlı bir yaklaşımla yeniden formüle edildiği görülmektedir. İşsizlikle ve yoksullukla mücadelede yeni işlerin yaratılması ve daha iyi sosyal yardımlar gibi “eski” yaklaşımların maliyetli olduğu ve üretkenliğe zarar verdiği için reddedildiğine işaret edilirken, sosyal politika hedeflerinin de giderek artan bir şekilde iş gücü piyasası mecburiyetlerine tabi kılındığı belirtilmektedir. Buna göre, esnek iş gücü piyasalarının olduğu bir dünyada, çalışabilecek herkesin çalışması anlayışına dayanan aktif çalıştırmacı politikalar, yardımlara bağımlı olarak yaşamın devam ettirilmesi seçeneğini ortadan kaldırmaktadır (Peck ve Theodore, 2000). Özellikle çalışma tercihinin bireyin iradesini de aşan bir görünüme sahip olduğu liberal refah rejimlerinde sosyal yardım ve istihdam tercihinin birbirinin alternatifi olmaksızın ayrılaştığı ve aralarındaki ilişkinin kuvvetli negatif bir niteliğe sahip olduğu görülmüştür. Çalışma bulguları da bu kuvvetli negatif ilişkiyi destekler niteliktedir.

Esping-Andersen’in sınıflandırmasına konu olan tüm refah rejimlerinde sosyal yardım istihdam ilişkisinin negatif yönlü bir niteliğe sahip olmasını, refaha erişimde kurumsallaşma düzeyi yüksek olan ülkelerde istihdamın temel bir önceliğe sahip olması ile açıklamak mümkündür. İş gücü piyasaları politikaları gelişmiş niteliğe sahip olan tüm bu ülkelerde etkin bir uygulama alanına sahiptir. Başta iş gücüne katılım düzeyi olmak üzere istihdam oranlarında sağlanan yüksek düzey, bir yandan refahın ücretliler toplumu yoluyla dağıtımına işaret ederken diğer yandan sosyal güvenlik ve koruma politikalarını da sürdürülebilir kılmaktadır. Liberal refah rejimlerinde piyasa merkezli politikalar iş gücü piyasasının çeşitli kademelerinde istihdam imkanlarını kolaylaştırırken, sosyal yardımın sınırlı ve düşük niteliği, çalışmanın alternatifi olmaktan uzak bir yapı göstermektedir. Bu durum sosyal yardım istihdam arasındaki negatif ilişkinin liberal rejimlerde güçlü bir şekilde yapılmasına kaynaklık etmiştir. Liberal rejimlere oranla modelini güçlü sosyal sigorta ve tam zamanlı çalışma esaslarına göre yapılandırılan muhafazakâr rejimlerde sosyal yardımın istihdam üzerindeki negatif etkisi, liberal rejimlere göre daha düşük ancak sosyal demokrat rejimlere göre yüksek durumdadır. Hakların evrensel çerçevede ve vatandaşlık temelinde şekillendiği

sosyal demokrat rejimlerde ise sosyal yardımların istihdam üzerindeki etkisi Esping-Andersen'in diğer iki rejim grubuna oranla daha sınırlıdır.

Ekonomik ve sosyal kalkınmanın refah politikaları ile uyumlu kılınmasında seçilecek refah hizmetlerinin büyük öneme sahip olduğu açıktır. Özellikle küreselleşme etkileri ile şekillenen ve dönüşen yeni ekonomik sistemde, küresel ekonomik sistemin baskıladığı alanda ulusal istihdam artışlarını sağlamak daha da güçleşmektedir. Refah sistemine ulaşmada modern toplumun en büyük dinamiklerinden biri olan çalışma/istihdam fırsatlarının daralması, sosyal koruma yolunda sosyal yardım uygulamalarının güç kazanmasına neden olmaktadır. Ancak sosyal yardımların ekonomik büyüme süreçleri ile uyumlu bir nitelik içinde geliştirilememesi sorunu, refah modeli içindeki bu aracı ekonomi ve istihdam politikaları açısından bir tehdide dönüştürebilmektedir. Çalışmamızda farklı refah modelleri içindeki sosyal yardım düzeylerinin istihdam düzeyleri bakımından oluşturdukları farklı sonuçlar, refah modellemesi içinde bu ilişkinin dikkatle seçilerek belirlenmesi gerekliliğini ortaya koymaktadır.



## Kaynaklar

- Akram, M. (2011). "Do Crude Oil Price Changes Affect Economic Growth of India, Pakistan and Bangladesh?", Economics D-Level Thesis, Höğskolan Dalarna: Dalarna University School of Technology and Business Studies.
- Arslan, N. (2014). "Sosyal Yardımlar ve İstihdam İlişkisinin İncelenmesi: Sivas İlinde Bir Alan Araştırması". *LAÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(1), 16-31.
- Athanasenas, A., Chapsa, X., Michailidis, A. (2015). "Investigating Social Protection Convergence in the EU-15: A Panel Data Analysis", *European Research Studies*, 18(2), 79-96.
- Bai, J. and Ng, S. (2004). "A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration", *Econometrica*, 72(4), 1127-1178.
- Baltagi, B. H. (2005). "Econometric Analysis of Panel Data", The Atrium Southern Gate Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Breusch, T., Pagan, A. (1980). "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics", *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Buğra, A. (2013). "Kapitalizm, Yoksulluk ve Türkiye'de Sosyal Politika", İstanbul: İletişim Yayınları.
- Cantillon, B., Marx, I., Bosch, K. V. (2002). "The Puzzle of Egalitarianism. About the Relationships Between Employment, Wage Inequality, Social Expenditures and Poverty", *Centrum Voor Sociaal Beleid*, 1-17.
- Çalışkan, Z. (2012). "Refah Devletlerinin Dinamik Dengesi: Sosyal Harcamalar İçin Geleneksellik Endekslerinin Hesaplanması", *NEÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi* (2), 218-239.
- Ding, H. (2014). "Unemployment and Welfare State: What Do the Data Tell Us?", *Journal of Social Science for Policy Implications* (2), 197-226.
- Dobelniece, S. (2017). "Social Assistance: Comparative Analysis", *Economic Science for Rural Development*, No:48, 54-61.
- Eroğlu, N., Altaş, D., Ün, T., Ulu, M. İ. (2017). "OECD Ülkelerinde Sosyal Yardım Harcamalarının Gelir Dağılımına Etkisi: Panel Veri Analizi", *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 3(3), 335-354.
- Esping-Andersen, G. (1991). "The Three Worlds of Welfare Capitalism", Oxford: Polity Press.
- Gough, I. (2001). "Social Assistance Regimes: A Cluster Analysis", *Journal of European Social Policy*, 11(2), 165-170.

- Hadri, Kaddour (2000). "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data". *The Econometrics Journal*, 148-161.
- Honda, Y. (1985). "Testing the Error Components Model with Non-Normal Disturbances", *Review of Economic Studies* (52), 681-690.
- İlgün, M. F. (2015). "Kamu Sosyal Harcamalarının Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkisi: OECD Ülkelerine Yönelik Panel Veri Analizi", *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(4), 493-516.
- İŞKUR. (2013). "Sosyal Yardım ve İstihdam İlişkisi", Ankara: İŞKUR.
- Königs, S. (2015). "Micro-level Dynamics of Social Assistance Receipt Evidence from 4 European Countries", *Discussion Papers*, No. 797: Statistics Norway Research Department.
- Levin, A., Lin, C., Chu, C. S. J. (2002). "Unit Root Tests İn Panel Data: Asymptotic And Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics* (108), 1-24.
- Metin, B., Özyayın, M. M. (2016). "Çalışma ve Refah", Ankara: Gazi Kitabevi.
- Niehues, J. (2010). "Social Spending Generosity and Income Inequality: A Dynamic Panel Approach", *IZA Discussion Paper*, No.5178.
- Özdemir, S. (2005). "Sosyal Gelişim Düzeyleri Farklı Refah Devletlerinin Sınıflandırılması Üzerine Bir İnceleme", *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi* (49), 231-266.
- Özdemir, S. (2007). "Küreselleşme Sürecinde Refah Devleti", İstanbul: İstanbul Ticaret Odası.
- Peck, J., Theodore N., (2000). "'Work First': Workfare and the Regulation of Contingent Labour Markets", *Cambridge Journal of Economics*, 24(1), 119-138.
- Pesaran, H. (2004). "General Diagnostic Tests For Cross Section Dependence in Panels", *Cambridge Working Papers in Economics Working Paper* (435).
- Pesaran, M. H., Yamagata, T. (2008). "Testing Slope Homogeneity in Large Panels", *Journal of Econometrics* (142), 50-93.
- Pesaran, M. H., Ullah A., Yamagata T. (2008). "A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence", *Econometrics Journal* (11), 105-127.
- Smith, L. Vanessa, et al. (2004). "More Powerful Panel Data Unit Root Tests With An Application To Mean Reversion İn Real Exchange Rates", *Journal of Applied Econometrics*, 19(2), 147-170.
- Şentürk, M. (2014/1). "Türkiye'de Kamunun ve STK'ların Sosyal Yardım Uygulamaları: Yeni Eğilimler ve İhtiyaçlar", *Sosyoloji Dergisi*, 3(28), 285-307.

- Topaloğlu, E. E. (2018). “Sermaye Yapısına Etki Eden Firmaya Özgü Faktörlerin Panel Veri Analizleri İle Belirlenmesi: Kurumsal Yönetim Endeksi Üzerine Bir Uygulama”, *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar* (640), 63-100.
- Toprak, D. (2015/1). “Uygulamada Ortaya Çıkan Farklı Refah Devleti Modelleri Üzerine Bir İnceleme”, *Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi* (21), 151-175.
- Ülgen, G., Özalp, L. F. (2017). “Refah Rejimleri Sınıflandırma Çalışmaları: Cinsiyet Boyutları”, *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 39(2), 637-656.
- Vosvrda, M. S. (2013). “Stationarity and Unit Root Testing”, Internet Address: <http://vosvrdaweb.utia.cas.cz/cykly/Stationarity%20and%20Uni%20Root%20Testing.pdf>, Erişim Tarihi: 06.10.2016.

