

DOĞRUDAN YABANCI YATIRIMLAR VE GELİR EŞİTSİZLİĞİ İLİŞKİSİ: TÜRKİYE DENEYİMİ

Yüksel BAYRAKTAR* & Ayfer ÖZYILMAZ** & Metin TOPRAK***

Öz

Küreselleşme ile hızla artan doğrudan yabancı yatırımlar (DYY), bir yandan teknolojik gelişmeye ve uluslararası piyasalar ile entegrasyona olanak sağlarken, diğer yandan büyüme, istihdam ve gelir eşitsizliği gibi birçok makroekonomik değişkeni farklı çerçevelerden etkilemektedir. DYY, işgücü piyasaları yoluyla gelir eşitsizliğinde belirleyici olmaktadır. Özellikle teknoloji yoğun sektörlerde yoğunlaşan DYY, artan nitelikli işgücü ihtiyacı ile ücret eşitsizliklerine yol açmakta böylece var olan gelir eşitsizliklerini derinleştirebilmektedir. Ancak kimi durumlarda, işgücü ile işveren arasındaki kar ve ücret farkını azaltarak alt ve orta gelir düzeyine sahip haneler ile yüksek gelirli haneler arasındaki gelir eşitsizliklerini azaltabilmektedir. Bu çerçeveden değerlendirildiğinde, DYY'nin nihai etkisi birçok parametreye bağlı olarak farklılık göstermektedir. Bu kapsamda, çalışmada 1974-2015 döneminde Türkiye'ye gelen DYY'nin gelir eşitsizliğine olan etkilerinin incelenmesi amaçlanmıştır. Bağımlı değişken olarak Gini endeksinin; bağımsız değişken olarak DYY'nin yanı sıra kamu harcamaları, enflasyon ve ticari açıklık değişkenlerinin de yer aldığı ARDL sınır testi kullanılarak elde edilen analiz bulgularına göre, DYY uzun dönemde gelir eşitsizliğini artırmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Doğrudan Yabancı Yatırımlar, Gelir Eşitsizliği, Ücret Eşitsizliği, ARDL

THE RELATIONSHIP BETWEEN FOREIGN DIRECT INVESTMENTS AND INCOME INEQUALITY: THE EXPERIENCE OF TURKEY

Abstract

Foreign direct investment (FDI), rapidly increasing with globalization, enables technological development and integration with international markets on the one hand and affects many macroeconomic variables such as growth, employment and income inequality from different frameworks on the other hand. FDI is decisive in income inequality through labor markets. FDI, which is concentrated especially in technology intensive sectors, leads to wage inequalities with increasing need for skilled labor, thus deepening existing income inequalities.

* Prof. Dr., İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, ybayraktar@istanbul.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-3499-4571>

** Dr., Gümüşhane Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, ozyilmazayfer@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0001-9201-2508>

*** Prof. Dr., İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, metin.toprak@istanbul.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0001-9217-6318>

However, in some cases, it can reduce income disparities between lower, middle-income households and high income households by reducing the difference in profits and wages between labor and employers. Within this framework, the final impact of FDI varies depending on many parameters. This study aims to investigate the effect of FDI on income inequality in the period of 1974-2015 in Turkey. The data were obtained using bound cointegration technique (ARDL) which includes Gini index as a dependent variable and as well as FDI, public expenditure, inflation and commercial openness as an independent variable. The results indicate that FDI increases income inequality in the long run.

Keywords: *Foreign Direct Investments, Income Inequality, Wage Inequality, ARDL*

Giriş

Doğrudan yatırım, yatırımcıların yerleşik oldukları ülkeler dışındaki sınır ötesi yatırımları kapsamakta olup söz konusu işletmelerde %10'dan daha fazla paya sahip olunması esasına dayanmaktadır (IMF, 2009). DYY, yatırımcıların üretimi ülke sınırları dışına yaymak amacı ile yeni şirket kurması, var olan yerli şirketi satın alması veya sermayesini artırarak ortaklık ilişkisi içerisine girilmesi şeklinde ortaya çıkmaktadır.

1950'li yıllardan sonra DYY, ekonomik büyümede belirleyici bir unsur haline gelmiştir. DYY özellikle 1980'li yıllardan itibaren artan küreselleşme olgusuna paralel hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler (GOÜ) için önemli bir kaynak haline gelmiştir (Durgan, 2016). DYY, sermayenin yanı sıra teknolojik gelişme ve inovasyon yoluyla verimlilik artışına yol açarak sektörel gelişmeye olanak sağlamakta; özellikle emek-yoğun sektörlerde sahip gelişmekte olan ülkelere önemli bir rol üstlenmektedir. DYY, bir yandan söz konusu sektörlerin yanı sıra bağlı sektörlerin de gelişimine olanak sağlarken (Szkropova, 2014; Mohan, 2007) diğer yandan dış ticaret hacmini etkilemektedir (Anwar ve Nguyen, 2011; Liu, Wang ve Wei 2001). DYY'nin istihdam üzerine etkisi yeni yatırım olması durumunda pozitif sonuçlar doğururken, birleşme veya satın alma biçimindeki DYY'nin istihdam üzerine etkisi negatiftir (Vergil ve Ayaş, 2009; Ernst, 2005; UNCTAD, 1994).

DYY'nin artan önemine karşın bazı olumsuzluklara yol açtığı da ileri sürülmektedir. Ülke ekonomisinde kilit sektörlerin yabancı girişimcilerin eline geçip ekonominin bir anlamda yabancı denetimine girmesi, ekonomik ve siyasal bağımsızlık riski, teknolojik bağımlılık, yerli teknolojinin gelişmemesi, dış ticaret açığının artması ve çevresel zararlar gibi olumsuz etkiler bunlardan bazılarıdır (Kanberoğlu ve Arvas, 2014). Yine üretim sürecinde kullanılan girdilerin çoğunlukla ithalatta karşılanması, bir yandan cari açığı etkilemekte, diğer yandan yerli firmaların iş hacmini olumsuz etkileyebilmektedir. Ayrıca DYY'nin ülkenin belirli bölgelerine yığıldıkları göz önüne alındığında süreç, bölgesel dengesizlikleri de beraberinde getirmektedir (Lessmann, 2013; Wei vd., 2009; UNCTAD, 1994).

DYY'nin etki ettiği bir diğer unsur, gelir eşitsizliğidir. DYY ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi ortaya koyan birçok yaklaşım bulunmaktadır; söz konusu yaklaşımlarda öne çıkan görüşler modernizasyon ve bağımlılık

kuramlarıdır. Her iki teori de, DYY'nin kalkınma üzerindeki önemine vurgu yapmakla birlikte gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini farklı çerçevelerden değerlendirmektedirler. Modernizasyon Teorisi, gelir eşitsizliğini Kuznets'in "Ters U Eğrisi" paradigmasına dayandırarak açıklamaktadır. Buna göre DYY, büyümeyi teşvik eden ve uzun vadede tüm ekonomik birimlere fayda sağlayan destekleyici bir unsur olarak kabul edilmektedir. Söz konusu yatırımlar, başlangıçta yüksek ücret sağlayan sektörlerle yoğunlaştığından nitelikli ve niteliksiz işgücü arasında ücret eşitsizliklerine yol açmakta ve böylece gelir dağılımı bozulmaktadır. Ancak uzun vadede üretimin artması, tarım sektöründen endüstri sektörüne işgücü transferleri gibi unsurlar sonucunda gelir eşitsizlikleri azalma eğilimine girmektedir (Mihaylova, 2015; Ongan, 2004; Tsai 1995).

DYY ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi inceleyen diğer yaklaşım "Bağımlılık Kuramıdır". Söz konusu hipotezde, DYY'nin sağladığı yüksek ücretlerle yerel firma çalışanlarının elde ettikleri ücret farklılıkları gelir eşitsizliklerine yol açmaktadır. Teori, modernizasyon kuramının aksine, Kuznets hipotezinde olduğu gibi yatırımların ilk döneminde gelir dağılımının bozulacağını, ancak zamanla azalma eğilimine girmeyeceğini öne sürmektedir. Aksine yabancı ve yerli firmaların sunmuş oldukları olanaklar sonucunda sektörler arasında ikili yapıya yol açan DYY, işgücü arasında ücret farklılıklarına artırarak gelir eşitsizliklerini derinleştirmektedir (Karabıyık ve Dilber, 2016; Tsai, 1995).

DYY ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiye yönelik geniş bir literatür bulunmakla birlikte Türkiye'de bu konuda sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çerçevede, güncel verilerle söz konusu ilişkinin ortaya koyulması hedeflenmektedir. Üç bölümden oluşan çalışmada, girişi takip eden ikinci bölümde ilgili literatür ele alınmış; izleyen bölümlerde veri setine, değişkenlere ve modele yer verildikten sonra analiz bulguları ortaya koyulmuştur.

1. LİTERATÜR

DYY ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiye yönelik geniş bir literatür bulunmaktadır. Ancak ortaya konan çalışmalarda farklı unsurlara vurgu yapılmakta ve ulaşılan sonuçlarda görüş birliği sağlanamamaktadır. Söz konusu çalışmalar genel olarak değerlendirildiğinde, işgücü piyasalarının önemli bir aktarım kanalı olduğu görülmektedir. Buna göre, DYY'nin daha çok düşük gelirli vasıfsız işgücüne istihdam olanağı sağlaması durumunda gelir eşitsizlikleri azalmakta iken (Trinh, 2016; Deardorff and Stern, 1994, akt. Choi 2006) vasıfsız işgücüne kıyasla nitelikli işgücüne daha fazla talebin olması durumunda eşitsizlikler derinleşmektedir. Ancak DYY'nin daha çok nitelikli işgücü ihtiyacı olduğu göz önüne alındığında, bu durum işgücü piyasalarının genel olarak ücret eşitsizlikleri yoluyla gelir dağılımını bozduğunu göstermektedir (Jensen ve Rosas, 2007; Gopinath ve Chen 2003). Bu noktada beşeri sermaye stoğu belirleyici bir rol oynamakta; artan eğitim düzeyi, gelir farklılıklarını azaltmaktadır. DYY'nin işgücü ve işveren

bağlamında değerlendirildiğinde, DYY işçi ücretlerini artırarak yerel firmaların karlılığını azaltmakta; böylece gelir eşitsizliklerini azaltmaktadır (Jensen ve Rosas, 2007).

DYY'nin sektörel dağılımı, gelir eşitsizliğinde belirleyici unsurlardan biridir. DYY'nin daha çok teknoloji yoğun sektörlerde yoğunlaşması, artan nitelikli işgücü talebine paralel olarak ücretlerin artmasına yol açmakta; dolayısıyla vasıflı ve vasıfsız işgücü arasındaki ücret eşitsizliği derinleşmekte ve gelir eşitsizlikleri artmaktadır (Bhandari, 2007; Te Velde, 2003; Feenstra ve Hanson, 1995). Bunun yanı sıra belirli sektörlerde yoğunlaşan DYY, geleneksel sektörlerde istihdamı olumsuz etkileyerek söz konusu sektörlerde işsizliğin artmasına yol açmakta; böylece gelir eşitsizliklerini daha da derinleştirmektedir (Üzar, 2018).

Literatürde DYY'nin gelir eşitsizliğini artırdığını öne süren çalışmalara bakıldığında, Üzar (2018) 36 ülkede, Mihaylova (2015) Orta ve Doğu Avrupa'da yer alan 10 ülkede, Herzer vd. (2012) 5 Latin Amerika ülkesinde, Wu ve Hsu (2012) 54 ülkede, Tian vd. (2008) Çin'de, Dağdemir (2008) 54 gelişmekte olan ülkede, Basu ve Guariglia (2007) 119 GOÜ'de, Nunnenkamp vd. (2006) Bolivya'da, Choi (2006) 119 ülkede, Ongan (2004) 26 ülkede, Zhang ve Zhang (2003) Çin'de, Reuveny ve Li (2003) 69 ülkede, Mah (2002) Kore'de, Lipsey ve Sjöholm (2001) Endonezya'da, Alderson ve Nielsen (1999) 88 ülkede DYY sonucunda gelir eşitsizliğinin arttığını ortaya koymuşlardır.

Trinh (2016), Vietnam'da, Karabıyık ve Dilber (2016) farklı gelişmişlik düzeyine sahip 50 ülkede, Shahinpour, ve Aghapour (2013) İran'da, Chintrakarn vd. (2012) ABD'de, Georgantopoulos ve Tsamis (2011) Macaristan'da, Jensen ve Rosas (2007) Meksika'da, Bhandari (2006) ABD'de DYY'nin gelir eşitsizliğini azalttığı bulgusuna ulaşmışlardır.

Franco ve Gerussi (2013) geçiş ekonomisine sahip 17 ülkede, Sylwester (2005) 29 GOÜ'de, Milanovic (2002) 88 ülkede DYY ve gelir eşitsizliği arasında anlamlı bir ilişkiye rastlamamıştır. Türkiye'de ise bu konuda sınırlı çalışma bulunmakta ve elde edilen bulgular, kullanılan yöntem ve zaman periyoduna bağlı olarak farklılık göstermektedir. Bu çerçevede, Barış ve Karanfil (2017) DYY'nin uzun dönemde istatistiksel olarak anlamsız olduğunu, Ucal vd. (2016) hem uzun dönemde hem kısa dönemde gelir eşitsizliğini azalttığını, Kanberoğlu ve Arvas (2014) eşitsizlikleri artırdığını öne sürmüşlerdir.

2. ARAŞTIRMA METODOLOJİSİ

2.1. Model ve Veri Seti

Bu çalışmada, 1974-2015 döneminde Türkiye'de DYY ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişki ARDL sınır testi yaklaşımı ile ortaya konmaktadır. Modelde, Gini katsayısı bağımlı; DYY, kamu harcamaları, ticari açıklık ve enflasyon bağımsız değişkenler olarak yer almıştır. Söz konusu model şu şekildedir:

$$LGN_t = \beta_0 + \beta_1 LDYY_t + \beta_2 LKH_t + \beta_3 LTA_t + \beta_4 LENF_t + u_t \quad (1)$$

(1) numaralı eşitlikte gelir eşitsizliğini gösteren **LGN**, Gini katsayısını ifade etmektedir. Söz konusu değişken için University of Texas Inequality Project'in (UTIP) hesaplamış olduğu veri setinden; 2001 verisi eksik olduğu için bu yıla ait katsayı için Dumlu ve Aydın'ın (2008) çalışmasından yararlanılmıştır. UTIP verileri 2015 yılına kadar hesaplanmış; TÜİK ve UTIP verilerinin önemli farklılıklar göstermesinden dolayı 2015 yılına kadar olan serilere yer verilmiştir. **LDYY**, Doğrudan yabancı yatırımların GSYİH içerisindeki payını, **LKH** GSYİH'nın %'si olarak kamu harcamalarını, **LTA** mal ve hizmet ihracatı ve ithalatı toplamının GSYİH'ya oranını (%), **LENF**, tüketici fiyatlarındaki yıllık (%) değişimi göstermektedir. Tüm serilerin logaritması alınmış formları kullanılmış ve değişkenlerin tamamı Dünya Bankası veri setinden sağlanmıştır.

2.2. Ekonometrik Yöntem

Bu çalışmada, kimi serilerin I(0) kimilerinin I(1) olduğu durumlarda da kullanılabilen ayrıca küçük gözlemlerle etkin sonuçlar verebilen ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır (Narayan ve Narayan, 2004; Peseran vd., 2001). Çalışmada söz konusu değişkenlerle oluşturulan ARDL modeli aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Delta LGN_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta LGN_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta LDYY_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta LKH_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{4i} \Delta LTA_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^q \beta_{5i} \Delta LNF_{t-i} + \beta_6 LGN_{t-1} + \beta_7 LDYY_{t-1} + \beta_8 LKH_{t-1} + \beta_9 LTA_{t-1} + \beta_{10} LNF_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

Denklemdaki Δ , değişkenlerin birinci farkını, q uygun gecikme uzunluğunu, u_t hata terimini göstermektedir. Modelin kısa dönem ilişkileri Hata düzeltme modeli ile açıklanmakta olup söz konusu denklem aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Delta LGN_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} \Delta LGN_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta LDYY_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta LKH_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^q \beta_{4i} \Delta LTA_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{5i} \Delta LNF_{t-i} + \omega ECM_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

3. ANALİZ BULGULARI

Çalışmada öncelikle serilerin durağanlığının belirlenmesi amacıyla ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve PP (Phillips Perron) testlerine yer verilmiş; elde edilen sonuçlar Tablo-1'de sunulmuştur.

Tablo 1: Birim Kök Testi Sonuçları

Birim Kök Testleri	ADF			Phillips-Perron			
	Düzye		Birinci Fark	Düzye		Birinci Fark	
Değişkenler	Sabit	Sabit + Trend	Sabit	Sabit	Sabit + Trend	Sabit	
LGN	-1,431	-0,808	-2,997**	-1,772	-0,808	-5,265*	
LDYY	-1,615	-4,685*	-8,985*	-1,279	-4,685*	-10,082*	
LKH	-1,249	-3,775*	-5,505*	-1,564	-2,218	-5,567*	
LTA	-1,457	-2,385	-4,618*	-1,472	-2,112	-5,472*	
LENF	-0,793	-1,805	-5,690*	-0,869	-1,764	-5,668*	
Kritik Değerler	%1	-3,6210	-4,1985	-3,6210	-3,6009	-4,1985	-3,605
	%5	-2,9434	-3,5236	-2,9434	-2,9350	-3,5236	-2,936
	%10	-2,6102	-3,1929	-2,6102	-2,6058	-3,1929	-2,606

Not: *, **, *** sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeyini ifade eder.

ADF ve PP birim kök testlerine göre Gini katsayısı, ticari açıklık ve enflasyon sırasıyla %5, %1, %1 anlamlılık düzeyinde birinci farkında durağan iken, DYY ise her iki birim kök testine göre sabit ve trendli modelde %1 anlamlılık seviyesinde düzeyde durağandır. Kamu harcamaları ADF testine göre %1 anlamlılık seviyesinde düzeyde, PP testine göre %1 anlamlılık düzeyinde birinci farkında durağandır. Dolayısıyla düzeyde durağan olan DYY I(0) iken, birinci farkında durağan olan Gini katsayısı, ticari açıklık ve enflasyon I(1)'dir. Kamu harcamaları ise ADF testine göre I(0) iken PP testine göre I(1)'dir.

Serilerin eşbütünleşme derecelerinin farklılık göstermesine bağlı olarak Pesaran vd. (2001)'nin eş bütünleşme testine yer verilmiştir. Azami gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriterine dayanılarak dört yıl olarak belirlenen ARDL (2, 4, 2, 2, 4) modeli Tablo-2'de görüldüğü gibidir:

Tablo-2: Sınır Testi

F- İstat.	3.64	
K	4	
Kritik Değerler	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
10%	2,2	3,09
5%	2,56	3,49
1%	3,29	4,37

Tablo-2'ye göre, hesaplanan F test istatistik değeri, %5 anlamlılık düzeyinde üst kritik değerden daha büyüktür. Bu nedenle değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını gösteren H_0 hipotezini reddetmek mümkündür. İkinci aşamada, DYY ve gelir eşitsizliği arasındaki uzun dönem ilişkisini inceleyen ARDL (2, 4, 2, 2, 4) modeli Tablo-3'de sunulmuştur.

Tablo-3: ARDL (2, 4, 2, 2, 4) Uzun Dönem Dengesi

Bağımlı Değişken: LGN				
Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	T-İstatistiği	p-değeri
LDYY	0,0668	0,0296	2,2531	0,0363
LKH	-0,0055	0,0851	-0,0652	0,9487
LNTA	-0,1163	0,0686	-1,6943	0,1065
LENF	0,0845	0,0200	4,2222	0,0005
C	4,0565	0,4065	9,9784	0,0000

ARDL (2, 4, 2, 2, 4) modeli uzun dönem analiz bulgularına DYY ile gelir eşitsizliği arasında %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif ilişki bulunmaktadır. Buna göre, diğer değişkenler sabitken uzun dönemde DYY'deki %1'lik artış Gini katsayısını % 0,07 artırmaktadır. Benzer şekilde enflasyon ve Gini katsayısı arasında %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif ilişki bulunmakta; uzun dönemde enflasyondaki %1'lik artış Gini katsayısını %0,08 artırmaktadır. Kamu harcamaları-Gini katsayısı ve ticari açıklık-Gini katsayısı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmamaktadır.

Sonraki aşamada değişkenler arasında kısa dönem ilişkisini incelemek amacıyla hata düzeltme modeline dayanan ARDL (2, 4, 2, 2, 4) tahmin sonuçları ve modele ait tanısal (diyagnostik) testler Tablo-4'de sunulmuştur. Modelin fonksiyonel kalıbı doğru kurulmuş olup hata terimi %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre, kısa dönemde gerçekleşen sapmaların yaklaşık %33'ü birinci yılın sonunda düzelmektedir. Öte yandan modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorununa rastlanmamıştır.

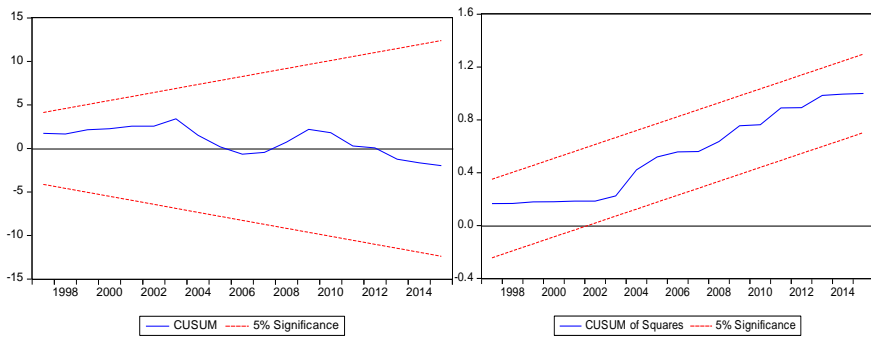
Tablo 4. Hata Düzeltme Modelinin Sonuçları

Bağımlı Değişken: LGN				
Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-rasyosu	p-değeri
D(LGN(-1))	-0,261888	0,131232	-1,995613	0,0605
D(LDYY)	0,008335	0,003496	2,384006	0,0277
D(LDYY(-1))	-0,008403	0,005263	-1,596564	0,1269
D(LDYY(-2))	-0,008851	0,003487	-2,538380	0,0200
D(LDYY(-3))	-0,007952	0,003077	-2,584045	0,0182
D(LKH)	0,005488	0,025203	0,217774	0,8299
D(LKH(-1))	0,071052	0,023746	2,992179	0,0075
D(LTA)	-0,014692	0,014225	-1,032866	0,3146

D(LTA(-1))	-0,030235	0,013744	-2,199860	0,0404
D(LENF)	-0,003010	0,005486	-0,548640	0,5896
D(LENF(-1))	-0,000441	0,006792	-0,064885	0,9489
D(LENF(-2))	-0,009630	0,006702	-1,436766	0,1670
D(LENF(-3))	-0,018810	0,006996	-2,688776	0,0145
Hata Düzeltme Terimi (-1)	-0,329564	0,062723	-5,254244	0,0000
Kısa Dönemli Model İçin Tanımsal (Diyagnostik) Testler				
	Test istatistiği		p-değeri	
R^2	0,8297			
Düzeltilmiş R^2	0,6685			
Durbin-Watson İstatistiği	1,8224			
F İstatistiği	5,1456		0,0004	
Breusch-Godfrey LM	0,6722		0,5236	
Ramsey Testi	0,6072		0,5513	
Jargue-Bera Normallik Testi	0,9152		0,6327	
Breusch-Pagan Testi	0,6038		0,8549	
ARCH (-1)	0,2881		0,5948	

Şekil-1’de, model parametrelerinin istikrarlı olup olmadığını ortaya koyan CUSUM ve CUSUMSQ sunulmaktadır. Eğriler güven aralığı içerisinde olup sıfır değerini kesmemektedir. Dolayısıyla söz konusu grafikler, model parametrelerinin istikrarlı olduğunu göstermektedir.

Şekil-1: CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri



Sonuç

DYY, ülke ekonomisini ve kalkınma sürecini birçok bakımdan etkilemektedir. Bu noktada bir yandan istihdam, teknolojik yayılma ve üretim artışı pozitif etkiye yol açarken, diğer yandan ülke öz kaynaklarının sağladığı yüksek karlılığın ülke lehine azalması, dış ticaret hacmi, yerel firmalara rekabet dezavantajı sağlaması gibi nedenlerle ülkeleri olumsuz

etkilemektedir. Söz konusu yatırımlar, gelir eşitsizliği bağlamında değerlendirildiğinde, istihdam piyasasında işgücü arasında ücret farklılıkları, yerel ve küresel firmalar arasındaki maaş farklılıkları ve DYY'nin sektörel dağılımı gibi unsurlarla söz konusu ülkeleri farklı çerçevelerden etkilemektedir.

Bu çalışmada 1974-2015 döneminde Türkiye'de DYY ile gelir eşitsizliği arasında ilişki ARDL sınır testi yaklaşımı ile ortaya konmuştur. Analizlerden elde edilen bulgulara göre DYY, uzun dönemde gelir eşitsizliğini artırmaktadır. Bunun yanı sıra enflasyon kamu harcamaları ve ticari açıklık değişkenlerinin de yer aldığı çalışmaya göre, enflasyon gelir eşitsizliğini artırmakta iken kamu harcamaları ve ticari açıklık uzun dönemde istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu sonuçların elde edilmesinde Ongan'ın (2004) vurguladığı gibi, DYY'nin vasıflı ve vasıfsız işgücü arasında ücret farklılıklarını artırması, yerel firmaları olumsuz etkilenmesi ve monopolleşmeye neden olması gibi unsurlar belirleyici olmaktadır. Dolayısıyla elde edilen bulgular, bağımlılık kuramını destekler niteliktedir.

Kaynakça

- Alderson, A. and Nielsen, F. (1999). "Income Inequality, Development, and Dependence: A Reconsideration". *American Sociological Review*. 64(4), 606-631.
- Anwar, S. and Nguyen, L. P. (2011). "Foreign Direct Investment and Export Spillovers: Evidence from Vietnam". *International Business Review*. 20(2), 177-193.
- Barış, S. ve Karanfil, N. (2017). "Doğrudan Yabancı Yatırımlar Gelir Eşitsizliğini Artırır mı? Türkiye Ekonomisinden Ampirik Bir Kanıt". *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 8(15), 101-128.
- Basu, P. and Guariglia A. (2007). "Foreign Direct Investment, Inequality, and Growth". *Journal of Macroeconomics*. 29(4), ss.824-839.
- Bhandari, B. (2007). "Effect of Inward Foreign Direct investment on Income Inequality in Transition Countries". *Journal of Economic Integration*. 22(4), ss.888-928.
- Bhandari, B., (2006). *Essays on Foreign Direct Investment and Income Inequality, and Cross-price Effects in the U.S. Trade Balance*. University of Oregon.
- Choi, C. (2006). "Does foreign Direct Investment Affect Domestic Income Inequality?". *Applied Economics Letters*. 13(12), 811-814.

- Dağdemir, Ö.(2008). “Küreselleşmenin Gelişmekte olan Ülkelerde Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkileri”. *İktisat İşletme ve Finans*. 23(265), 114-129.
- Deardorff, A. and Stern, R. (1994). *The Stolper-Samuelson Theorem: A Golden Jubilee*. University of Michigan Press.
- Dumlu, U. ve Aydın, O. (2008). “Ekonometrik Modellerle Türkiye için 2006 Yılı Gini Katsayısı Tahmini”. *Ege Academic Review*. 8(1), 373-393.
- Durgan, S. (2016). *Türkiye'nin Doğrudan Yabancı Yatırım Potansiyelinin Çekim Modeli Kullanılarak Belirlenmesi*. Kalkınma Bakanlığı Uzmanlık Tezi. Yayın No: 2954.
- Ernst, C. (2005), “The FDI Employment link in a Globalising World: The Case of Argentina, Brasil and Mexico”. *Employment Strategy Papers*. No: 2005/17.
- Feenstra, R.C and G.H. Hanson (1995), “Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico’s Maquiladoras”. *NBER Working Paper*. No: 5122.
- Franco, C.,and Gerussi, E. (2013). “Trade, Foreign Direct Investments (FDI) and Income Inequality: Empirical Evidence from Transition Countries”. *The Journal of International Trade and Economic Development*. 22(8), ss.1131-1160.
- Georgantopoulos, G. A. and Tsamis, D. A. (2011), “The Impact of Globalization on Income Distribution: The Case of Hungary”. *Research Journal of International Studies*. 21(2011), ss.17-25.
- Gopinath, M., Chen, W., 2003. Foreign Direct Investment and Wages: a Cross-country Analysis”. *The Journal of International Trade and Economic Development*. 12(3), ss.285-309.
- Herzer, D., Hühne, P. and Nunnenkamp, P. (2012). “FDI and Income Inequality - Evidence from Latin American Economies”. *Kiel Working Papers*. No. 1791.
- IMF (2009). *Balance of Payments and International Investment Position: Manual*. Sixth Edition.
- Jensen, N. M., and Rosas, G. (2007). “Foreign Direct Investment and Income Inequality in Mexico, 1990-2000”. *International Organization*. 61(3), 467-487.

- Kanberoğlu, Z. ve Arvas, M. A. (2014). “Doğrudan Yabancı Yatırımların Gelir Eşitsizliği Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği”. *UHBAB*. 3(7), 15-28
- Kuznets, S., (1955). Economic Growth and Income Inequality”. *American Economic Review*. 45(1), 1-28.
- Lessmann, C. (2013). “Foreign Direct Investment and Regional Inequality: A panel Data Analysis”. *China Economic Review*. 24(2013), 129-149.
- Lipsey, R. and Sjöholm, F., (2001). “Foreign Direct Investment and Wages in Indonesian Manufacturing”. *NBER Working Paper*. No: 8299.
- Liu, X. M., Wang, C. G., Wei, Y.Q. (2001). “Causal Links Between Foreign Direct Investment and Trade in China”. *China Economic Review*. 12(2-3), 190-202.
- Mihaylova, S. (2015). “Foreign Direct Investment and Income Inequality in Central and Eastern Europe”. *Theoretical and Applied Economics*. 22(2), 23-42.
- Milanovic, B. (2002). “True World Income Distribution, 1988 and 1993: First Calculation Based on Household Surveys Alone”. *The Economic Journal*. 112, ss.51-92.
- Mohan R.(2007), “A Panel Data Analysis of FDI, Trade Openness and Liberalization an Economic Growth of the ASEAN-5”. *The Empirical Economics Letters*. 6(1), 2007, 35-44.
- Narayan, P., and Narayan, S. (2004). “Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework”. *Economic Modelling*. 22(3), 423-438.
- Nunnenkamp, P., Schweickert, R. and Wiebelt, M.(2006). “Distributional Effects of FDI: How the Interaction of FDI and Economic Policy Affects Poor Households in Bolivia”. *Kiel Institute for the World Economy Working Paper*. No. 128.
- OECD (2019). *FDI in Figures*. Erişim Tarihi: 15.11.2019. <http://www.oecd.org/investment/FDI-in-Figures-April-2019.pdf>

- Ongan, T. H. (2004). “Gelir Eşitsizliği, Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları ve Ters U Eğrisi”. *İktisat Fakültesi Mecmuası*. 54 (1): 153-65.
- Reuveny, R., and Quan L. (2003). “Economic Openness, Democracy, and Income Inequality: An Empirical Analysis”. *Comparative Political Studies*. 36(5), 575-601.
- Sylwester, K. (2005). “Foreign Direct Investment, Growth and Income Inequality in Less Developed Countries”. *International Review of Applied Economics*. 19(3), 289-300.
- Szkorpova, Z. (2014) “A Causal Relationship Between Foreign Direct Investment, Economic Growth and Export for Slovakia”. *Procedia Economics and Finance*. 15, ss.123- 128.
- Te Velde, D. W. (2003). “Foreign Direct Investment and Income Inequality in Latin America: Experiences and Policy Implications”. *Working Paper*. No: 04/03.
- Tian, X., Wang, B. and Dayanandan, A. (2008). “The Impact of Economic Globalization on Income Distribution: Empirical Evidence in China”. *Economics Bulletin*. 4(35), 1-8.
- Trinh, N. H. (2016). “The Effect of Foreign Direct Investment on Income Inequality in Vietnam”. *International Journal of Economics, Commerce and Management*. 4(12), ss.158-173.
- Ucal, M., Bilgin, M. H. and Haug, A. A., (2016). “Income inequality and FDI: Evidence with Turkish Data”. *Applied Economics*. 48(11), 1030-1045.
- UNCTAD (1994). *World Investment Report*. United Nations Conference on Trade and Development Publications.
- Üzar, U. (2018). “Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve Gelir Eşitsizliği: Teori, Tartışma ve Analiz”. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*. 8(2), ss.199-222.
- Vergil, H. ve Ayaş, N. (2009). “Doğrudan Yabancı Yatırımların İstihdam Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği”. *İktisat İşletme ve Finans*. 24(275), ss.89-114.
- Wei, K., Yao, S., and Liu, A. (2009). “Foreign Direct Investment and Regional Inequality in China”. *Review of Development Economics*. 13(4), ss.778-791.

Wu, J-Y and Hsu, C-C. (2012). “Foreign Direct Investment and Income Inequality: Does the Relationship Vary with Absorptive Capacity?”. *Economic Modelling*. 29(6), 2183-2189.

Yalman, İ. Noyanand Koşaroğlu, Ş. M. (2017). “Doğrudan Yabancı Yatırımların Ekonomik Büyüme ve İşsizlik Üzerindeki Etkisi”. *Uluslararası Ekonomi, İşletme ve Politika Dergisi*. 1(2), ss.191-205.

Zhang, X. and Zhang, K.(2003). “How Does Globalization Affect Regional Inequality Within a Developing Country? Evidence from China”. *Journal of Development Studies*. 39(4), ss.47-67.

Extended Abstract

A foreign direct investment (FDI) is an investment in the form of foreign investors to establish a new company in the country, the purchase of an existing domestic company or joining in partnership relationship through capital increase. FDI affects these countries from different dimensions. FDI, on the one hand, leads to technological expansion and sectoral development, and on the other hand, decisive in growth with increasing employment conditions. FDI adversely affects the economies of the country sometimes by exploiting the natural resources of the country, providing disadvantages to the local firms in competition, deepening the dependence on foreign resources and causing volatility in the financial system.

FDI is important for income inequalities as well as regional disparities. The effects of these investments on income inequality differ both in theoretical approaches and empirical studies. Modernization and dependency theories are the main theoretical approaches examining the relationship between FDI and income inequality. According to the Modernization Theory, firstly, FDI tends to increase income inequalities because it is mostly in technology intensive sectors, however, over time, income inequalities begin to decrease due to the development of complementary sectors and labor transfers from the agricultural sector to the industrial sector. However, contrary to modernization theory, the dependency approach suggests that inequalities do not tend to decrease. According to the theory, in the early stages of FDI, income inequalities are increasing; however, it does not tend to decrease over time. On the contrary, opportunities offered by foreign and domestic companies and wages further deepen the inequalities in the labor market over time.

Empirical studies stress that labor markets are the leading channels in which FDI affects income distribution. FDI, leads to wage inequality in labor markets with difference in salary policies between local and global firms on the one hand, with wage differences between qualified and unskilled labor on the other. Within this framework, FDI, which is mostly composed of technology-intensive sectors, increases the demand for the qualified labor

force, which deepens wage gap in the labor market. Contrariwise, FDI can lead to increased wages in line with increasing labor demand, thus reducing employer profitability and increasing wages. This process, which leads to a change in the profit and wage balance between upper and lower-income households, can reduce income inequality.

In this study, the relationship between income inequality FDI in Turkey, for the period between the years 1974-2015, is analyzed by the ARDL bounds testing approach. Gini coefficient was used as an indicator of income inequality; The data set calculated by the University of Texas Inequality Project (UTIP) was used for this variable. UTIP data were calculated until 2015; Since TUIK and UTIP data show significant differences, a single data source was preferred and UTIP's data set until 2015 was used. Foreign direct investments, public expenditures, trade openness, and inflation were included as independent variables. Logarithmic forms of all series were used, and the variables were obtained from the World Bank data set.

The stationarity of the series was tested by ADF (Augmented Dickey-Fuller) and PP (Phillips Perron) unit root tests. ARDL boundary test approach, which gives effective results in cases some series I (0) and others (I (1), is used. According to the diagnostic test results of the model, the functional form of the model was established correctly, and the error term was statistically significant at 1% significance level. Accordingly, approximately 33% of the short-term deviations disappear at the end of the first year. On the other hand, autocorrelation and heteroscedasticity problems were not found in the model. In the analysis, CUSUM and CUSUMSQ graphs were used to determine whether the model parameters were stable or not. Consequently, the graphs show that the model parameters are stable.

According to the ARDL long-term analysis findings, there is a statistically significant and positive relationship between FDI and income inequality at 5% significance level. Accordingly, while other variables are constant, the 1% increase in FDI, in the long run, increases the Gini coefficient by 0.07%. In the long term, the main determinants of FDI's deepening of income inequalities are the increase in wage differences between skilled and unskilled labor and income differences that result from wage policies between local and global firms.

When the analysis findings of other independent variables are considered, there is a statistically significant and positive relationship between inflation and Gini coefficient at 1% significance level; in the long term, 1% increase in inflation increases the Gini coefficient by 0.08%. However, in the long term, there is no statistically significant relationship between public expenditure and Gini coefficient; trade deficit and Gini coefficient.