

DOĞRUDAN YABANCI YATIRIMLAR GELİR EŞİTSİZLİĞİNİ ARTIRIR MI? TÜRKİYE EKONOMİSİNDEN AMPİRİK BİR KANIT



Kafkas Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi
KAÜ İİBF Dergisi Cilt, 8,
Sayı 15, 2017
ISSN: 1309 – 4289
E – ISSN: 2149-9136

Makale Gönderim Tarihi: 14.02.2017

Yayına Kabul Tarihi: 18.04.2017

Serap BARIŞ

Yrd. Doç. Dr.

Gaziosmanpaşa

Üniversitesi

İktisadi ve İdari Bilimler

Fakültesi

serap.baris@gop.edu.tr

Nagehan KARANFİL

Doktora Öğrencisi

Gaziosmanpaşa

Üniversitesi

İktisadi ve İdari Bilimler

Fakültesi

nghnkrnfl@gmail.com

ÖZ Dünyada gerek gelişmiş gerekse gelişmekte olan ülkelerde gelir eşitsizliğindeki artış dikkat çekicidir. Artan gelir eşitsizliğinin nedenlerini sorgulamak son dönemde iktisat literatürünün üzerinde durduğu en önemli konulardan birisidir. Gelir eşitsizliğini etkilediği düşünülen değişkenlerden birisi de doğrudan yabancı yatırımlardır. Bu bağlamda çalışmanın amacı Türkiye’de gelir eşitsizliği ile doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki ilişkiyi analiz etmektir. Değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesinde eşbütünleşme ve VAR analiz yöntemlerinden yararlanılmıştır. Çalışmanın en önemli bulgusu doğrudan yabancı yatırımların gelir eşitsizliği üzerinde uzun dönemde herhangi bir etkisi olmadığı ancak kısa dönemde negatif ve oldukça düşük düzeyde (önemsenmeyecek derecede) etkisinin olduğu şeklindedir.

Anahtar kelimeler: Doğrudan yabancı yatırımlar, gelir eşitsizliği, Türkiye

JEL kodları: C32, F21, O15

Alanı: İktisat

Türü: Araştırma

DOI:10.9775/kauibfd.2017.006

Atıfta bulunmak için: Barış, S. & Karanfil, N. (2017). Doğrudan yabancı yatırımlar gelir eşitsizliğini artırır mı? Türkiye ekonomisinden ampirik bir kanıt, *KAÜİİBFD* 8(15), 101-128.

DO FOREIGN DIRECT INVESTMENTS INCREASE INCOME INEQUALITY? EMPIRICAL EVIDENCE FROM THE TURKEY ECONOMY



Kafkas University
Economics and Administrative
Sciences Faculty
The Journal of KAU IIBF
Vol. 8, Issue 15, 2017
ISSN: 1309 – 4289
E – ISSN: 2149-9136

Article Submission Date: 14.02.2017

Accepted Date: 18.04.2017

Serap BARIŞ
Assistant Professor
Gaziosmanpaşa
University
Faculty of Economics
and Administrative
Sciences
serap.baris@gop.edu.tr

Nagehan
KARANFİL
Ph. D. Student
Gaziosmanpaşa
University
Faculty of Economics
and Administrative
Sciences
nghnkrnfl@gmail.com

ABSTRACT In crease at the income inequality has been attracting attention not just in developing countries but also in developed countries across the world. Examining the reasons of increasing income inequality is the one of major topics in the current economics literature. However, foreign direct investment can be assumed as one of the determinants of income inequality. The aim of the study is to analyze the relationship between income inequality and foreign direct investment for Turkey by using Cointegration and VAR analyzes. Results indicate that there is not along term relationship from foreign direct investment to income inequality while there is a short term relationship at very low level with negative sign.

Keywords: Foreign direct investments, income inequality, Turkey

JEL codes: C32, F21, O15

Scope: Economy

Type: Research

Cite this Paper: Barış, S. & Karanfil, N. (2017). Do foreign direct investments increase income inequality? Empirical evidence from the Turkey economy, *KAUJEASF* 8(15), 101-128.

1. GİRİŞ

Son 30 yıla yakın süredir ekonomilerin en temel sorunlarından biri hızla artmakta olan gelir eşitsizliğidir (OECD, 2008). Gelir dağılımındaki eşitsizliği gösteren birçok göstergeye göre, içinde bulunduğumuz yüzyıldaki gelir eşitsizliği 20. yüzyıldakinden daha kötüdür (Akçoraoğlu, 2015, s. 107). Çünkü 20. yüzyılın son çeyreğine kadar olan dönemde zengin ile yoksul arasındaki uçurum az da olsa daralmıştır. Yoksullar biraz olsun zenginleri yakalarken, zengin daha zenginleşmemiştir. The World Income Database'e göre gelir eşitsizliğindeki azalma 1920-30'larda Kuzey Amerika ve Avrupa ülkelerinde görülmüş hatta birçok gelişmekte olan ülkede 1950'lere kadar bu süreç yaşanmıştır. Ancak 1970-80'lerde eşitsizlik tekrar artmaya başlamıştır. Yani eşitsizlik 20. yüzyıldan bugüne bir "U" şekli çizmektedir (Keeley, 2015, s. 32).

Gelir eşitsizliğindeki artış sadece gelişmiş ülkelerde değil, gelişmekte olan ülkelerde de gözlemlenmektedir. Örneğin OECD ülkelerinde 1980'lerde nüfusun en zengin %10'u, en yoksul %10'undan 7 kat fazla kazanırken, bugün bu oran yaklaşık 10 kata ulaşmıştır. ABD'de 1975-2012 arasında toplam gelir artışının (vergi öncesi) %47'si en üstteki %1'lik gruba gitmiştir. Bu pay, Kanada'da %37, Avustralya ve İngiltere'de ise %20'nin üzerindedir (Keeley, 2015, s. 32-33). Bu nedenle 2007-2008 Küresel Finans Krizi'nin hemen sonrasında başta OECD, Dünya Bankası ve IMF gibi kuruluşlar ile ülke hükümetleri ve ekonomistler (Piketty, Atkinson ve Stiglitz gibi) gelir dağılımı ve bu dağılımdaki eşitsizlik konusunu bir kez daha dünya gündemine taşımışlardır. Buradaki en önemli sorun, artan gelir eşitsizliğinin altında yatan temel faktörlerin ne olduğudur. Bu nedenler arasında teknoloji ve teknolojiye dayalı yenilikler, ücret farklılıkları, küreselleşme ve kamu politikaları gibi faktörler sıralansa da bu konuda henüz bir görüş birliğine varılamamıştır. Bundan dolayı gelir eşitsizliği ile eşitsizliğe neden olan diğer ekonomik değişkenler arasındaki ilişki konusu ekonomi literatürünün son zamanlarda üzerinde durduğu önemli bir çalışma alanıdır. Gelir eşitsizliğine neden olduğu öne sürülen bir değişken de doğrudan yabancı yatırımdır. Çünkü küreselleşmenin de etkisiyle dünya çapında ve özellikle gelişmekte olan ülkelerde hızla artan doğrudan yabancı yatırımlar ev sahibi ülkede (yatırımların giriş yaptığı) yarattığı/yaratacağı üretim (Shaikh, 2010), istihdam (Hunya & Geishecker, 2005), ücretler (Heyman, Sjöholm & Tingvall, 2007), gelir dağılımı (Tsai, 1995), fiyatlar (Sayek, 2009), ihracat (Zhang, 2005), ekonomik büyüme (Blomstörn, 1992) ve teknoloji transferine (Jordaan, 2012) kadar geniş bir yelpazede sıralanabilecek etkilere sahiptir. Bu etkilerine ve doğrudan yabancı yatırımların özellikle 1990'lı yıllarda gelişmekte olan ülkelere yapılmasına rağmen, bu ülkeler üzerine yapılan çalışmalar oldukça sınırlı kalmıştır. Bu çalışmaların da bir kaçı dışında tamamına yakını ülke grupları üzerine yapılan panel veri analiz yöntemlerini kullanmışlardır. Dolayısıyla tek ülke örneklerini

ele alan alıřmalar yok denecek kadar azdır. Hatta Trkiye ekonomisi iin gelir eřitsizlięi ve doęrudan yabancı yatırım iliřkisini doęrudan ele alan iki alıřmaya (Ongan, 2004; Ucal, Bilgin & Haug, 2014) rastlanmıřtır. Farklı dnem ve yntemler kullanılarak konunun aydınlıęa kavuřturulması hem Trkiye hem de geliřmekte olan lke literatr iin nemlidir.

Gnmzn global ekonomi ortamında doęrudan yabancı yatırımların ekilmesi byme, ihracat, istihdam, ekonomik istikrar v.b. hedeflere ulařma nedeniyle, lkelerin temel ekonomik ncelikleri arasında yer almaktadır. zellikle pek ok geliřmekte olan lkedeki yksek tketim eęilimi, gelirden tasarrufa ayrılan payın dřk olmasına neden olarak bir tasarruf aıęı meydana getirmekte ve yatırımın dolayısıyla tekrardan gelirin dřk kalmasına neden olmaktadır (Karluk, 2009, s. 569-571). Kısaca sylemek gerekirse, Nurkse'n belirttięi gibi, bu lkeler bir *kısır dng* iindedirler. Tam bu noktada doęrudan yabancı yatırımlar bu lkeler iin sermaye ihtiyaının karřılanması, ekonomik kalkınma abalarının bařlıca aktrlerinden biri olarak devreye girebilmektedir. Doęrudan yabancı yatırımların istihdam artıřı, ihracat artıřı, teknoloji transferi gibi alanlarda kısacası bu lkelerin ekonomik kalkınma ve bymelerine katkı saęlamalarının yanı sıra olumsuz ynleri de gz ardı edilmemelidir. Doęrudan yabancı yatırımların olumsuz ynlerini fark eden ekonomi ynetimleri, lkelerinde birtakım kısıtlamalar getirmektedirler.

Doęrudan yabancı yatırım ve gelir eřitsizlięi arasındaki iliřki literatrde *Modernizasyon Hipotezi* ve *Baęımlılık Hipotezi* erevesinde ele alınmaktadır. Her iki hipotez de yabancı sermaye yatırımlarının az geliřmiř lkelerin kalkınma srelerindeki rolne vurgu yaparken, doęrudan yabancı yatırımın ev sahibi lke ekonomilerine etkisi hakkındaki aıklamaları olduka farklıdır (Tsai, 1995, s. 470).

Modernizasyon hipotezine gre, doęrudan yabancı yatırımlar geliřme yolundaki lkelerde sermaye kıtlıęının ařılmasında yararlı olacaktır. nk bu kuramın savunucuları iin yatırımın ya da sermayenin orijini deęil, var olması nemlidir. Modernizasyon hipotezi yatırım (yerli veya yabancı) ve gelir eřitsizlięi arasındaki iliřkiyi “Kuznets'in Ters U Eęrisi” hipotezi erevesinde izah etmektedir. Kuznets, sanayileřmenin erken evrelerinde (tarımdan sanayiye geiř), kırsal ve kentsel faaliyetler arasında faktr verimlilięindeki byk farklılıklardan dolayı hem gelir hem de gelir eřitsizlięinin arttıęını belirtmiřtir. Daha sonra, endstriyel dnřmn tamamlanmasıyla birlikte bu eřitsizlik azalır (Kuznets, 1955, s. 8). Modernizasyon hipotezi savunucularına gre, geliřmekte olan bir ekonomide ekonomik geliřmenin ilk ařaması řu řekilde karakterize edilir: Ekonominin kk, modern ve yksek gelirli sektrndeki istihdam artıřı, dřk gelirli (geleneksel sektr) ile yksek gelirli (modern sektr) arasında gelir uurumunun oluřmasına ve her sektrde eřitsizlięin

artmasına yol açar. Tüm bu durumlar ülkede gelir eşitsizliğinin artışı ile sonuçlanır. İlerleyen aşamalarda modern sektördeki üretim artışı ile daha fazla emek geleneksel tarım sektöründen sanayi sektörüne transfer edilir ve tarımdaki işgücü fazlası ortadan kalkar. Tarım kesimindeki işgücünün marjinal ürünü sanayi kesimindeki işgücünün seviyesine ulaştığında eşitsizlik azalacaktır. Reel emek gelirindeki artışla birlikte ekonomik büyüme ve demokrasideki gelişmeler daha eşitlikçi bir gelir dağılımına yol açacaktır (Tsai, 1995, s. 470). Dolayısıyla DYY gelişmekte olan ülkelerde kalkınmanın başlayabilmesi için gerekli yatırımların yapılması anlamına geldiğinden, bu ülkelerdeki sermaye kıtlığını aşmada önemli bir değer olarak görülmektedir.

Bağımlılık hipotezi ise modernizasyon hipotezinin tersine, doğrudan yabancı yatırımların gelir dağılımındaki bozulmayı şiddetlendireceğini savunur. Bu kuramın savunucularına göre modernizasyon kuramı sömürü düzenini meşrulaştırmak için üretilmiştir. Bağımlılık kuramı teorisyenlerine göre ihracata dayalı üretim, sektörler arasında ikili bir yapıya sebep olacak, sermaye yoğun olan ihracat sektörleri sahipleri daha fazla kar sağlarken, geleneksel üretim yapan sektörler durgunluğa girecek ve işsizliğe neden olacaktır. Üretimin gerçekleştiği ülkede düşük eğitim seviyesi, kalifiye eleman eksikliği olması durumunda ücretler baskı altına girebilecek ve bu şekilde bir gelir eşitsizliği ortaya çıkacaktır (Ongan, 2004, s. 158-160). Doğrudan yabancı yatırımların varlığı ile sanayileşme ilerledikçe, ev sahibi az gelişmiş ülkelerin dış ticaret sektörlerindeki çalışanların yeni bir sosyal sınıf oluşturmaya eğilimli oldukları yaygın bir şekilde gözlemlenmiştir. Bu durum yüksek ücrete (diğer işçilerden dört ile 10 kat fazla ücret alan) sahip “işçi elitleri”nin ortaya çıkmasına neden olacak ve kalifiye olmayan işçiler arasındaki rekabet nedeniyle, ücretler arasında ciddi oranda farklar oluşacaktır. Emek gelirinin göreceli payındaki artış doğrudan eşitsizliği artıracaktır. Dolayısıyla yabancı yatırımlara bağımlı sanayileşmede modernleşme teorisyenleri tarafından ortaya atılan ve sanayileşmenin ilerleyen aşamalarında ortaya çıkan “yayılma” ve “çarpan” mekanizmaları burada ortaya çıkmamaktadır (Tsai, 1995, s. 471).

Burada teorik olarak kısaca özetlenmeye çalışılan doğrudan yabancı yatırım ve gelir eşitsizliği ilişkisi, takip eden ikinci başlıkta ampirik literatürden çıkan sonuçlarla açıklanmaya devam edilmektedir. Üçüncü başlıkta Türkiye’de doğrudan yabancı yatırımların gelişim süreci sayısal verilerle incelenmekte, dördüncü başlıkta Türkiye’de doğrudan yabancı yatırım ve gelir eşitsizliği ilişkisi ekonometrik olarak analiz edilmektedir. Beşinci başlık ise sonuç ve değerlendirme kısmıdır.

2. LİTERATÜR

Ulusal ve uluslararası literatür incelendiğinde doğrudan yabancı yatırım ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi analiz eden birçok çalışma yer almaktadır.

Ancak bu çalışmaların büyük bir çoğunluğunun uluslararası literatürde bulunduğu, ulusal literatürde konu ile ilgili çok az sayıda çalışma bulunduğu görülmektedir.

Literatürde söz konusu iki değişken için yapılan analizler sonucunda farklı bulgular elde edilmiştir. Suanes (2016) Latin Amerika’da, birincil sektör, üretim endüstrisi ve hizmetler sektörü olmak üzere üç önemli sektör perspektifinde doğrudan yabancı yatırım ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. 1980-2009 döneminde 13 ekonomi için yaptığı analiz sonuçlarına göre hizmet ve üretim sektöründe gelir eşitsizliği üzerinde doğrudan yabancı yatırımın pozitif bir etkisi olduğu bulgularına ulaşılmıştır. Herzer, Huhne ve Nunnenkamp (2012) Bolivya, Şili, Kolombiya, Meksika, Uruguay olmak üzere beş Latin Amerika ülkesi için doğrudan yabancı yatırımın gelir eşitsizliğine büyük bir katkısı olup olmadığını analiz ettiği çalışma sonuçlarına göre, doğrudan yabancı yatırımın gelir eşitsizliği üzerinde önemli ve pozitif bir etkisi olduğu görülmüştür. Dahası, doğrudan yabancı yatırım, Uruguay haricinde diğer ülkelerde, genişleyen bir şekilde gelir eşitsizliğine neden olmaktadır. Benzer bir sonuca ulaşan diğer bir çalışma Halmos (2011) tarafından yapılmıştır. On beş Doğu Avrupa ülkesinde doğrudan yabancı yatırım, ihracat, GSYH ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi araştırdığı çalışmasında, artan gelir eşitsizliği ve artan doğrudan yabancı yatırım seviyesi arasında pozitif ve anlamlı ilişkiler olduğu sonucuna ulaşmıştır. Shahbaz ve Aamir (2008) Pakistan için yaptıkları çalışmada artan doğrudan yabancı yatırımın, sermaye yoğun sanayiye ve kentsel yerleşim sektörlerine odaklanmasından dolayı gelir dağılımını kötüleştirdiği sonucuna ulaşmışlardır. Basu ve Guariglia (2007) 119 ülkeyi ve 1970 ile 1999 yılları aralığını kapsayan çalışma sonucuna göre doğrudan yabancı yatırımların gelir eşitsizliğini artırdığı bulgusunu elde etmişlerdir.

Söz konusu değişkenler arasında elde edilen pozitif bulguların yanı sıra negatif sonuçlara ulaşan çalışmalar da mevcuttur. Chintrakarn, Herzer ve Nunnenkamp (2010) ABD’de doğrudan yabancı yatırım ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Araştırma sonucuna göre, doğrudan yabancı yatırımın gelir eşitsizliği üzerinde kısa dönemli etkileri önemsiz ve negatiftir. Çalışma bu yönü ile bizim çalışmamızla benzerlik göstermektedir. Bununla birlikte, uzun dönemde önemli ve sağlam bir negatif etki gösterir. Ancak uzun dönem için elde edilen bu sonuç, bir bütün olarak ABD’nin tamamını kapsamaz. Eyaletler arasında, doğrudan yabancı yatırımın gelir eşitsizliği üzerinde uzun vadeli etkilerinde önemli farklılıklar vardır. Bazı eyaletlerde doğrudan yabancı yatırımlar, gelir eşitsizliğini azaltmada önemli ölçüde katkıda bulunmaktadır. Mushtaq, Ahmad, Ahmed ve Nadeem (2014) beş SAARC ülkesinde doğrudan yabancı yatırımların gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini

incelemiştir. Analiz bulgularına göre, doğrudan yabancı yatırımların gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca kişi başına GSYH gelir eşitsizliğini artırmaktadır. Çalışma, bu ülkeler için daha fazla doğrudan yabancı yatırımın teşvik edilmesi, daha iyi dağılım politikalarına sahip olmayı, artan ihracat, azalan ithalat ve daha iyi bir gelir dağılımı için belirli bir limit içerisinde enflasyonu sürdürmeyi önermektedir. Doğan, Shahinpour ve Aghapour (2013) ise İran için yaptığı benzer bir çalışmada doğrudan yabancı yatırımın gelir eşitsizliğini iyileştirme eğiliminde olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Doğrudan yabancı yatırımlar ve gelir eşitsizliği arasında pozitif ve negatif yönde sonuçlara ulaşan çalışmalar dışında söz konusu iki değişken arasındaki ilişki hakkında, ülkedeki farklı durumlara göre değişen sonuçlar elde eden çalışmalara da rastlanmaktadır.

Tsai (1995) çalışmasında, ülkeler arasındaki karşılaştırma coğrafi kukla değişkenler yardımıyla yapılmıştır. Yapılan sınıflandırma sonucuna göre az gelişmiş ülkelerde doğrudan yabancı yatırımlar gelir eşitsizliğini artırmaktadır. Bununla birlikte, söz konusu ilişki ülkelerin ekonomik kalkınma düzeyi, hükümetin doğrudan rolü, tarım sektörünün önemine göre farklılık göstermektedir.

Mihaylova (2015) Orta ve Doğu Avrupa'daki on ülkede doğrudan yabancı yatırımların gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini araştırdığı çalışmada, doğrudan yabancı yatırımın gelir eşitsizliğini etkileme potansiyeline sahip olduğu, ancak bu etkinin yatırım yapılan ülkenin masnetme kapasitesine bağlı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bu sonuca göre, bir ülkenin insan sermayesi ve ekonomik gelişmişliği düşük seviyelerde ise gelir eşitsizliği artış eğiliminde olmaktadır.

Rivera ve Castro (2013) Meksika'da 32 federal kuruluş için doğrudan yabancı yatırımın belirleyicileri ve bölgeler arasında gelir eşitsizliği üzerindeki etkilerini analiz etmişlerdir. Çalışma, Meksika'da doğrudan yabancı yatırımın nitelişiz ve ucuz işgücünün bol olduğu az gelişmiş bölgeler ya da federal kuruluşlara akma eğiliminde olmadığını gösteriyor. Bu açıdan ortodoks teoriyi desteklemiyor. Diğer yandan, doğrudan yabancı yatırım, nüfus açısından ve daha fazla alt yapı ve daha yüksek ortalama gelire sahip büyük piyasalara akma eğilimindedir. Dolayısıyla, Meksika'da doğrudan yabancı yatırımın belirleyicileri, eklektik teori ve OLI paradigmadaki nitelendirilen ekonomik ve coğrafi özellikler veya konum avantajlarına uygundur. Ayrıca, çok güçlü olmamasına rağmen eğitim seviyesi de doğrudan yabancı yatırımın belirleyicileri arasındadır. Sonuç olarak, yazarların gözlemlerine göre, piyasanın gelişim seviyesi ve büyüklüğü doğrudan yabancı yatırım ile direkt bir ilişkiye

sahiptir, bu nedenle, bölgeler arasında gelir eşitsizliği artış eğilimindedir, ancak gelir eşitsizliğine neden olduğuna dair bir kanıt da yoktur.

Im ve McLaren (2015) gelişmekte olan ülkelerde doğrudan yabancı yatırımın gelir dağılımı ve yoksulluk oranı üzerine etkilerini araştırmışlardır. Yazarların, yatırım yapılan ülkede petrol keşiflerinin yanı sıra, komşu ülkelerdeki çekici yatırım şoklarına bağlı olarak, zamanla değişen araçlar vasıtasıyla, içsel doğrudan yabancı yatırım problemini ele alarak yaptıkları çalışmanın sonuçlarına göre, araçlar olmaksızın, doğrudan yabancı yatırımın gelir eşitsizliği üzerinde hiçbir etkisi olmadığı ve yoksulluk üzerine de çok küçük pozitif bir etkisi olduğu görülmüştür.

McLaren ve Yoo (2016) Vietnam'da doğrudan yabancı yatırımın gelir dağılımı ve yaşam standartları üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Bölgesel doğrudan yabancı yatırımın bir ölçüsü olarak Vietnam'ın 79 ilinin her birinde yabancı kuruluşların çalışan sayısını hesaplayarak, yerel hane halkının yaşam standartları ve eşitsizlik üzerinde doğrudan yabancı yatırımın etkilerini tahmin etmişlerdir. Yazarlar, bir ilde sürekli artan yabancı istihdamın, yabancı firmaların çalışanları olmayan hane halkı üyelerinin azalan yaşam standartları ile ilgili olduğunu, yabancı firmalar tarafından istihdam edilen çalışanların yaşam standartlarında çok küçük artışlar görüldüğü bulgularına ulaşmışlardır. Bu bulgular, hane halkı refahı üzerinde doğrudan yabancı yatırımın etkisini ölçmenin ticaret politikasını ölçmekten daha zor olduğunu ve yoksulluk karşıtı genel bir strateji olarak doğrudan yabancı yatırımın bakımından bir zorluk teşkil edebileceğini göstermektedir.

Velde ve Morrissey (2002) beş Doğu Asya ülkesinde ücret ve ücret eşitsizliği üzerinde doğrudan yabancı yatırımın etkisini araştırmıştır. Mesleğe göre ücret ve istihdama dair ILO verileri kullanılarak yapılan analiz sonuçlarına göre 1985-1998 yılları arasında beş Asya ülkesinde doğrudan yabancı yatırımın ücret eşitsizliğini azalttığına dair güçlü bir kanıt bulunamamıştır. Buna karşılık yurtiçi etkileri (ücret belirleme, beceri arzı) kontrol ederek, doğrudan yabancı yatırımın Tayland'ta ücret eşitsizliğini artırdığı görülmüştür. Çünkü doğrudan yabancı yatırım, yetenekli ve düşük vasıflı işçilerin her ikisinin de ücretlerini artırır.

Bhandari (2007) Doğu Avrupa ve Orta Asya'da geçiş ülkeleri için gelir eşitsizliği ve doğrudan yabancı yatırım arasındaki ilişkiyi araştırdığı çalışmada doğrudan yabancı yatırımın gelir eşitsizliği üzerinde herhangi bir negatif etkisi olmadığı, diğer taraftan ortalama ücretleri artırarak ekonomi üzerinde olumlu etki yaptığı sonucuna ulaşmıştır.

Karabıyık ve Dilber (2016) yabancı sermaye yatırımların gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkilerini farklı gelişmişlik düzeyindeki 50 ülke için analiz

etmişlerdir. Analiz sonuçlarında, doğrudan yabancı yatırımlarının gelir dağılımı eşitsizliğini iyileştirme konusunda katkı sağladığı, ancak ekonomik büyüme aracılığıyla artırılan gelirin adil olarak (kapsayıcı bir şekilde) dağıtılamadığı bulgularına ulaşılmıştır.

Konu ile ilgili literatürde Türkiye üzerine yapılmış çok az sayıda çalışma mevcuttur. Bu çalışmalardan Ucal vd. (2014) doğrudan yabancı yatırımların gelir eşitsizliği üzerindeki etkisinin uzun dönemde kaybolması ile bizim çalışmamızı destekler niteliktedir. Çalışmada Türkiye’de kısa ve uzun dönemde doğrudan yabancı yatırım ve diğer belirleyicilerin gelir eşitsizliğini nasıl etkilediği araştırılmıştır. 1970 ve 2008 dönemleri için ARDL modeli kullanılarak yapılan analiz sonuçlarına göre, doğrudan yabancı yatırım, başlangıçta gelir eşitsizliğini artırır, ancak bu etki uzun dönemde kaybolur. Okuryazarlık oranı uzun dönem ve kısa dönemde eşitsizliği azaltır. Diğer yandan, nüfus artışının kısa vadede istatistiksel olarak önemli bir etkisi olmamasına rağmen, uzun dönemde eşitsizliğin kötüleşmesinde etkisi oldukça büyüktür. Aynı zamanda GSYH’de bir artış kısa dönemde ve uzun dönemde eşitsizliği azaltır. Türkiye üzerine yapılan diğer bir çalışma Ongan (2004), gelir eşitsizliği ile doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasındaki ilişkiyi en küçük kareler regresyon analizini kullanarak analiz etmiştir. Çalışmada elde edilen sonuçlar modernizasyon ve bağımlılık kuramları doğrultusunda incelenmiştir. Çalışmanın sonucuna göre doğrudan yabancı yatırımların gelir eşitsizliğini artırıcı etkilere sebep olması bağımlılık kuramı savunucularının görüşlerini desteklemektedir. İmalat sanayindeki istihdamın payı ile gelir eşitsizliği arasındaki negatif yönlü ilişki, az gelişmiş ülkelerde yoğun sermaye üretim teknikleri ile imalat sanayinde kullanılan emek miktarını azaltma potansiyeli düşünüldüğünde doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının gelir eşitsizliği üzerinde olumsuz etkilere neden olabilecektir. Gökalp, Baldemir ve Akgün (2011) çalışmasında Türkiye’de 1980-2001 döneminde emek yoğun sektörde çalışanların (vasıfsız işgücü) ücretlerini artırmadığı, aksine sermaye yoğun sektörde çalışan vasıflı işgücünün gelirlerinde daha yüksek bir artışa neden olarak gelir dağılımının bozulduğu görülmüştür.

3. TÜRKİYE’DE DOĞRUDAN YABANCI YATIRIMLARIN GELİŞİMİ

Doğrudan yabancı sermaye yatırımları dünya ekonomisindeki küreselleşme kavramının temelindeki itici gücü oluşturmaktadır. 1980’li yıllarla birlikte sermaye akımları ve yatırımlarını kısıtlayan rejimlerin serbestleşmenin olmaya başlaması ve bu yatırımları artırma konusunda adımlar atmaları dünyada doğrudan yabancı yatırımların son çeyrek yüzyılda yaklaşık üç katına çıkmasına yol açmıştır. Nitekim dünya genelinde doğrudan yabancı yatırımların GSYH içindeki payı 1960’ta %4,4 iken, 1990 yılında %9,6’ya, 2000 yılında

%21,9'a ve nihayet 2015 yılında %33,6'ya yükselmiştir. Gelişmiş ülkelerde ise doğrudan yabancı yatırımların GSYH içindeki payı 1990 Yılında %9,3 iken, 2000'de %21,9 ve 2015'te %37,3 olarak gerçekleşirken, gelişmekte olan ülkelerde bu oran sırasıyla %11,1, %22,1 ve %28,5 olmuştur. Bu rakamlar dikkate alındığında gelişmiş ülkelerde doğrudan yabancı yatırımların payı 2002 yılından sonra gelişmekte olan ülkelerin üzerinde seyretmiştir (UNCTAD, 2016).

Türkiye'de doğrudan yabancı yatırımların gelişim süreci incelendiğinde bu faaliyetlerin, 1954 yılında yürürlüğe giren ve 2003 yılına kadar geçerliliğini koruyan, 6224 sayılı "Yabancı Sermayeyi Teşvik Kanunu" ile resmi bir çerçeveye oturtulduğu görülmektedir. 6224 sayılı yasa, dönemin koşullarına göre yabancı sermaye konusunda oldukça liberal hükümler içermektedir. Ancak, her ne kadar döneminin çok ilerisinde hükümler içerse de, 1954-1980 döneminde, birçok gelişmekte olan ülke ile karşılaştırıldığında, Türkiye'ye giriş yapan yabancı sermaye miktarı oldukça azdır. 1980 yılı sonu itibarıyla ülkeye giriş yapan yabancı sermaye miktarı ancak 281 milyon dolar tutarında gerçekleşebilmiş, bu miktarın 197 milyon dolarlık kısmı 1973 yılına kadar ülkeye giriş yapmıştır. 1977 yılında döviz sıkıntısının baş göstermesi ile kar transferlerinin yapılamaması yabancı sermaye girişini oldukça yavaşlatmış, 1974 ve 1979 yıllarında sermaye girişi bir tarafa, ülkeden sermaye çıkışları yaşanmıştır (Erçakar & Karagöl, 2011, ss. 9-11). Söz konusu dönemde, sermayenin yetersiz düzeyde kalmasının altında yatan temel nedenlerin, Birinci Beş Yıllık Kalkınma Planı ile uygulanmaya başlanan ithal ikameci sanayileşme, kapalı ve içe dönük bir ekonomik politika izlenmesi ve ekonomik ve siyasi istikrarsızlık¹ olduğu söylenebilir (Bozdağlıoğlu & Evlimoğlu, 2014, ss. 41-42).

Oldukça liberal hükümler taşıyan 6224 sayılı yasaya rağmen ülkeye 1980'lerin başına kadar arzu edilen düzeyde yabancı sermaye yatırımının çekilememesi, yalnızca yasal düzenlemelerin yabancı sermaye çekme

¹ 1980 yılına kadar Türkiye'nin doğrudan yabancı yatırım çekmede başarısız olmasına neden olan ekonomik ve siyasi istikrarsızlık ile ilgili sorunlar oldukça çeşitlidir. Ekonomik nedenler olarak yabancı yatırımcılar için giriş ve faaliyet işlemlerinin çok yüksek maliyetler gerektirmesi, yüksek enflasyon, gittikçe artan ekonomik istikrarsızlık, 1980'lere kadar süren içe dönük yapı, fikri mülkiyet haklarının korunmasındaki konusundaki eksiklik, enflasyon muhasebesi ve uluslararası kabul görmüş muhasebe standartlarının bulunmaması, başarısız özelleştirme programı, yetersiz yasal altyapı ve elverişsiz altyapı (özellikle enerjide) sıralanabilir. Siyasi nedenler olarak ta; siyasi istikrarsızlık, iç çatışmalar (özellikle güneydoğu sorunu), yabancıların ülke ekonomisindeki varlığına yönelik tarihsel düşmanlık (Osmanlı İmparatorluğu dönemindeki kapitülasyonlardan gelen), sivil ve askerî bürokrasi içindeki yabancı politik egemenlik korkusu, doğrudan yabancı yatırım teşvikinin eksikliği (bu konudaki isteksizliğin bir göstergesi) ve Türk ticaret yapısı (aile şirketlerinin kontrol ettiği ve yabancıların girmesine pek izin verilmeyen) ön plana çıkmaktadır (Erdilek, 2003, s. 80-81).

konusunda yeterli olmadığını göstermiştir. 24 Ocak 1980 tarihinde alınan ekonomik istikrar kararları ile Türkiye'nin dışa açık bir politika izlemeye başlaması ve ülkede politik ve ekonomik istikrarın yeniden sağlanması sonucu 1980 yılından itibaren yabancı sermaye girişlerinde artış yaşanmıştır (Karluk, 2009, s. 585).

Doğrudan yabancı yatırımların artırılması amacı ile yabancı sermaye liberalleşmesi ile ilgili olarak 1980'den bugüne kadar çok önemli düzenlemeler yapılmıştır. Bu amaçla, 6224 sayılı yasa kapsamında 24 Ocak 1980 kararlarına ilaveten, 1984, 1986, 1995 yıllarında Yabancı Sermaye Çerçeve Kararı'nda çeşitli değişiklikler yapılmıştır. Yapılan değişiklikler ile ülkenin ekonomik kalkınmasına yardımcı olması, Türk özel sektörüne açık faaliyet alanlarında çalışması, tekel oluşturulması ve özel ayrıcalık sağlanmaması koşuluyla, her türlü mal ve hizmet üretimine yönelik faaliyetlere yabancı sermayenin önünün açılması sağlanmıştır. Bu amaçla çıkarılan bir başka yasa, kamu tarafından sağlanacak olan alt yapı (içme suyu, baraj, ulaşım, kanalizasyon vb.) ve enerji ile ilgili alanlarda, 1984 ve 1994 tarihli Yap-İşlet-Devret Yasasıdır (Yavan & Kara, 2003, ss. 30-31). 1954 yılında çıkarılan yasa mevcut duruma yeterli gelmeyince 05.06.2003 tarih ve 4875 sayılı Doğrudan Yabancı Yatırımlar Kanunu çıkarılmıştır. Bu yasada yabancı sermaye giriş şartlarına göre yeniden tanımlanmıştır (Karluk, 2009, s. 583). Yasa ile yabancı yatırımcı için Türkiye'de yatırım sürecinde kolaylıklar sağlanmış, yerli ve yabancı yatırımcı açısından daha eşitlikçi bir yaklaşım gözetilmiştir. Yasanın yürürlüğe girmesinden sonra Türkiye'de faaliyet gösteren yabancı sermayeli şirket sayısında önemli artışlar yaşanmıştır.

Ülkemizde bu yasal süreçlerden geçen doğrudan yabancı yatırımlar, benzer diğer ülkelerle kıyaslandığında oldukça düşük seviyelerde olduğu görülür. Hâlbuki borç yaratmayan sermaye kalemi olarak nitelendirilen doğrudan yabancı sermaye girişlerindeki artış Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeler için son derece önemlidir. Türkiye'ye gelen yabancı sermaye miktarları incelendiğinde 1980 yılından 2004 yılına kadar olan dönemde çok ciddi bir artış yaşanmadığı görülür. Bu dönemde sadece 2001 yılında diğer yıllara göre önemli bir artış olmuştur. Bu artışta, 2000 yılında yapılan GSM ihalesi ile büyük yabancı sermaye girişinin katkısı büyüktür. Ülkeye gelen doğrudan yabancı yatırımlarında 2004 yılından sonra bir sıçrama olmuştur. 1980-2004 döneminde ülkeye 19,3 milyar Dolar doğrudan yabancı yatırım gerçekleşmişken sadece 2005 ve 2006 yıllarında toplam 30 milyar dolarlık yabancı sermaye girişi olmuştur (Tablo 1). Doğrudan yabancı yatırımların 2005-2011 döneminde yüksek olmasında bu yıllarda özelleştirme kapsamında ülkeye gelen yabancı sermayeli kuruluşlar ile hisse alımı şeklinde gelen kuruluşların etkisi büyüktür.

Tablo 1: Türkiye’de 1980-2015 Dönemi Doğrudan Yabancı Yatırımlar

Yıllar	DYY (GSYH’ye Oran Olarak)	DYY (ABD Doları Cinsinden)	Yıllar	DYY (GSYH’ye Oran Olarak)	DYY (ABD Doları Cinsinden)
1980	0,03	18.000.000	1998	0,35	940.000.000
1981	0,13	95.000.000	1999	0,31	783.000.000
1982	0,09	55.000.000	2000	0,37	982.000.000
1983	0,07	46.000.000	2001	1,71	3.352.000.000
1984	0,19	113.000.000	2002	0,47	1.082.000.000
1985	0,15	99.000.000	2003	0,56	1.702.000.000
1986	0,17	125.000.000	2004	0,71	2.785.000.000
1987	0,13	115.000.000	2005	2,08	10.031.000.000
1988	0,39	354.000.000	2006	3,80	20.185.000.000
1989	0,62	663.000.000	2007	3,41	22.047.000.000
1990	0,45	684.000.000	2008	2,72	19.851.000.000
1991	0,54	810.000.000	2009	1,40	8.585.000.000
1992	0,53	844.000.000	2010	1,24	9.099.000.000
1993	0,35	636.000.000	2011	2,09	16.182.000.000
1994	0,47	608.000.000	2012	1,68	13.284.000.000
1995	0,52	885.000.000	2013	1,50	12.384.000.000
1996	0,40	722.000.000	2014	1,57	12.523.000.000
1997	0,42	805.000.000	2015	2,35	16.899.000.000

Kaynak: The World Bank

“2007 yılında doğrudan yabancı yatırım miktarı 1980-2015 dönemindeki en yüksek seviyesine, 22 milyar ABD Dolarına, ulaşmıştır. Ancak bu artıştan sonra, 2008 yılında yaşanan küresel krizin etkisiyle 2009 yılında keskin bir düşüş yaşanmıştır. 2010 yılından itibaren yükselişe geçen doğrudan yabancı yatırım, 2011 yılında 16,2 milyar ABD Dolarına ulaşmış, 2012, 2013, 2014 yıllarında bu rakamın altında seyretmiştir (Tablo 1).

Türkiye 2014 yılında en fazla uluslararası doğrudan yabancı yatırım çeken ülkeler sıralamasında, 2013 yılına göre 4 basamak yükselerek, 22. sırada yer almış; 2015 yılında bir önceki yıla göre % 36 oranında bir artış gerçekleşmiş ve bu performansla genel sıralamada 2 basamak yükselerek 20. sırada yer almıştır (Türkiye Cumhuriyeti Ekonomi Bakanlığı, 2015; 2016).

4. METODOLOJİ

Bu çalışmada doğrudan yabancı yatırım ve gelir eşitsizliği ilişkisinin araştırılmasında zaman serisi analiz yöntemleri kullanılacaktır. Bu bölümde zaman serisi analiz yöntemleri açıklanmıştır.

4.1. Durağanlık Analizleri

İktisadi zaman serisi analizlerinin ilk aşaması, kullanılacak serilerin birim köke sahip olup olmadığının araştırılmasıdır. Durağan olmayan serilerle yapılan analizler değişkenler arasında olmayan ilişkilerin varmış gibi görünmesine yani sahte regresyona (spurious regressions) ve güvenilir olmayan sonuçlara neden olmaktadır (Granger & Newbold 1974; Phillips 1986). Bu amaçla tasarruf ve ekonomik büyüme ilişkisinin test edilmesinde ilk aşamada analizde kullanılacak serilerin durağanlıkları incelenmektedir. Serilerin durağanlıklarının incelenmesinde Genişletilmiş Dickey-Fuller (1979) (ADF) ve Phillips-Perron'nun (1988) (PP) birim kök testlerinden faydalanılmıştır. İki teste göre de serilerin birim kök içerdiği (H_0 : Seri durağan değildir.) şeklindeki H_0 hipotezi sınanmaktadır.

ADF testinde p'inci dereceden AR süreci çerçevesinde (1) no'lu eşitlikteki sabit terimsiz, sabit terimli ve sabit terimli-trendli regresyon denklemleri kullanılır (Enders 2010, s. 207; Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2010, ss.323);

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \Delta Y_t &= \beta + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \Delta Y_t &= \beta + \alpha T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

$$\varepsilon \sim WN(0, \sigma^2) \quad (1)$$

(1) no'lu denklemlerde yer alan simgeler (Y_t) zaman serisi için (β) sabit terimi, (α) ve (δ) bu denklemlere ilişkin katsayıları; (Δ), birinci fark işlemcisini; (T), doğrusal zaman trendini; (ε_t), durağan tesadüfi hata terimini gösterir. Bu denklemlerden elde edilen ADF test istatistikleri, MacKinnon (1996) kritik değerleriyle karşılaştırılarak, birim kökün var olup olmadığı ($H_0: \gamma = 0$) test edilir.

ADF testinde hataların birbirinden bağımsız ve sabit varyanslı olduğu varsayılmaktadır. PP durağanlık testinde ise, hata terimlerinin beklenen değerinin sıfıra eşit olduğu kabul edilir ancak hata terimlerinin değişen varyanslı durumu ele alınır (Asteriou & Hall, 2007, ss. 297; Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2010, ss. 365). PP testi, hareketli ortalama sürecini de dikkate alan (yani ARIMA içerikli) ve non-parametrik bir testtir. Aynı zamanda, bu

testin küçük örneklerde daha iyi sonuç verdiği belirtilmektedir (Yavuz, 2006, s. 967). Bu testin uygulanmasında (2) no'lu regresyon denklemleri dikkate alınır (Phillips & Perron, 1988; Enders, 2010, s. 229):

$$Y_t = \alpha_0^* + \alpha_1^* Y_{t-1} + \mu_t$$

$$Y_t = \alpha_0^{\sim} + \alpha_1^{\sim} Y_{t-1} + \alpha_2^{\sim} (t - T/2) + \mu_t \quad (2)$$

Denklemlerde yer alan (T) , gözlem sayısını; (μ_t) , hata terimini; (α_0^*, α_1^*) ve $(\alpha_0^{\sim}, \alpha_1^{\sim}, \alpha_2^{\sim})$ ise tahmin edilen regresyon katsayılarını göstermektedir. PP testinin uygulanması ve işleyen test süreci ADF testine benzerdir.

4.2. Eşbütünleşme Testi

Durağan olmayan seriler kullanılarak yapılan tahminler, güvenilir olmayan sonuçlara neden olduğundan serilerin durağanlaştırılması önerilmektedir. Serilerin farklarının alınarak durağanlaştırılması ise önemli bilgi kayıplarına yol açmaktadır. Ancak Engle ve Granger (1987)'e göre, bir analizde kullanılan seriler düzeylerinde durağan değil, ancak hepsi aynı düzeyde entegre ise, bu durumda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yani uzun dönemli ilişki olabilir ve bu eşbütünleşik seriler analizde kendi düzeylerinde kullanılabilirler.

Aynı mertebeden eşbütünleşik seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenmesinde koentegrasyon testlerinden faydalanılmaktadır. Koentegrasyon ilişkisinin test edilmesinde, Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen maksimum olabilirlik (maximum likelihood) yaklaşımı kullanılacaktır (Enders, 2010, s. 385-386). Johansen koentegrasyon analizi eşbütünleşik vektör sayısının belirlenmesinde iz (trace) ve maksimum özdeğer (max-eigen) testlerine dayanır. Hipotezin sınanmasında kullanılan test istatistiği eşitliği şu şekilde gösterilebilir (Enders, 2010, s. 391):

$$\lambda_{iz}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (3)$$

(3) no'lu denklemlerdeki T , kullanılabilir gözlem sayısının; λ_i ise serilerin birinci farklarında durağan olduğu varsayımı altında tahmin edilen karakteristik köklerin değeridir. λ_{iz} istatistiği'inci özdeğere yeni bir özdeğer eklendiğinde matrisin iz'inin artıp artmadığını değerlendirerek, sıfır hipotezi eşbütünleştirici vektör sayısının r 'den küçük veya eşit olduğu şeklinde kurulur. λ_{max} istatistiği ise r sayıda eşbütünleşme vektörü olduğunu ifade eden boş hipotezi, $r+1$ eşbütünleşme vektörü olduğunu ifade eden alternatif hipoteze

karşı test etmektedir (Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2010, ss. 511). λ_{iz} ve λ_{max} test istatistikleri kritik değerden daha büyük ise sıfır hipotezi (H_0 : Eşbütünleşme yoktur) reddedilecektir. Bu durumda değişkenlerin eşbütünleşik olduğuna karar verilecektir.

4.3. VAR Modeli

Geleneksel modellerden farklı olarak, Sims (1980) tarafından geliştirilen VAR analizi, ele alınan değişkenler arasında karşılıklı ilişkilerin olup olmadığını ortaya çıkarmak için kullanıldığından, son yıllardaki makroekonomik çalışmalarda sıklıkla kullanılmaktadır. VAR yöntemi, modeldeki değişkenlerin tamamını içsel kabul ettiğinden, önceden elde edilen bilgilere veya teoriye dayalı olarak oluşturulan sınırlayıcı şartları kapsamaz (Kargı & Terzi, 1997). Dolayısıyla VAR modelleri bu noktada bir üstünlük sağlar.

VAR modellerini açıklamak için y_t ve z_t değişkenlerinin olduğu bir model düşünelim. Bu değişkenlerden hangisinin içsel hangisinin dışsal olduğunun bilinmediği durumda, y_t 'nin, z_t 'nin şimdiki ve geçmiş değerlerinden etkilendiğini; z_t 'nin de y_t 'nin şimdiki ve geçmiş değerlerinden etkilendiği varsayıldığında denklem (4) ve (5)'te yer alan iki değişkenli sistem elde edilir (Enders, 2010, s. 297):

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (4)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}z_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (5)$$

Burada y_t ve z_t 'nin durağan olduğu, ε_{yt} ve ε_{zt} 'nin σ_y ve σ_z standart sapmalara sahip ve birbirleriyle ilişkisi olmayan temiz seriler olduğu varsayılmaktadır. Eşitlik (4) ve (5) bu varsayımlar altında gecikme uzunluğunun bir tane olması nedeniyle VAR(1) modelini oluştururlar.

Eşitlik (4) ve (5), değişkenler eşanlı olarak birbirlerini karşılıklı olarak etkiledikleri için indirgenmiş form eşitlikleri değildir. Bu model matris formunda yazılmak istendiğinde (Enders, 2010: 298):

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (6)$$

ya da

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

(7) numaralı eşitliği β^{-1} ile çarpılırsa standart VAR modeli elde edilir:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (8)$$

a_{i0} , A_0 vektörünün i 'nci elemanı; a_{ij} , A_1 matrisinin i 'nci satır ve j 'nci sütundaki elemanı ve ε_{it} , ε_t vektörünün i 'nci elemanı şeklinde tanımlanırsa, VAR modeli standart biçimde denklem (9) ve (10)'daki gibi yazılabilir:

$$y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11} y_{t-1} + \alpha_{12} z_{t-1} + e_{1t} \quad (9)$$

$$z_t = \alpha_{20} + \alpha_{21} y_{t-1} + \alpha_{22} z_{t-1} + e_{2t} \quad (10)$$

Tahmin edilen VAR modeline ilişkin hata terimlerinin durağan bir yapıya sahip olması gerekir. Modelin durağanlığı (istikrarı) ise, katsayı matrisinin öz-değerlerine bağlıdır. Öz-değerlerin tamamı birim çemberin içinde ise, kurulan model durağandır. Sonraki aşamada ise, tahmin edilen VAR modelindeki hata terimine ait tanısal test sonuçlarına göre, hata terimlerine ilişkin değişen varyans ve ardışık bağımlılık problemleri ile normal dağılım test edilir.

4.4. Nedensellik Analizleri

Granger (1969)'ın geliştirdiği Granger nedensellik analizi değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini ve yönünü belirlemek amacıyla kullanılmaktadır. Diğer bir ifadeyle, bu analiz bir değişkenin bugünkü (cari) değeri ile diğer değişkenin geçmiş değerleri arasında bir ilişki olup olmadığını test eder.

X_t ve Y_t gibi iki değişken arasındaki doğrusal nedensellik ilişkisini test etmek amacıyla denklem (11) ve denklem (12)'deki gibi bir VAR modeli tahmin edilmektedir.

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} X_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (11)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} X_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (12)$$

Burada Δ fark işlemcisini, p gecikme uzunluğunu, α ve β tahmin

edilecek parametreleri ve ε_t beyaz gürültü sürecine sahip hata terimlerini göstermektedir. Eşitlik (11)'de “ X_t değişkeninden Y_t 'ye doğru Granger nedensellik yoktur” sıfır hipotezi $H_0 : \alpha_{2i} = 0$ şeklinde tanımlanır ve buna Wald (F-testi) testi uygulanır. Burada sıfır hipotezi reddedildiği takdirde, X_t değişkeninden Y_t 'ye doğru Granger anlamda nedensellik olduğu sonucuna ulaşılır.

5. BULGULAR

5.1. Veri Seti ve Model

Çalışmada doğrudan yabancı yatırımlar ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişki VAR modeli yardımıyla analiz edilecektir. VAR modelleri, tek ülkeli zaman serisi analizlerinde yaygın olarak kullanılmaktadır. 1980-2015 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak yapılan analizde gelir eşitsizliğini temsilen, literatürdeki birçok çalışmada olduğu gibi, gini katsayısı (GINI) kullanılmıştır. Bir zaman serisi analizi için gerekli olan uzunlukta veri setine ulaşmak oldukça zordur. Bu nedenle gelir eşitsizliği ile ilgili çalışmalarda genellikle panel veri seti kullanılmaktadır. Gini katsayısı verilerine Standardize Edilmiş Dünya Gelir Eşitsizliği (Standardized World Income Inequality Database: SWIID) veri tabanından da ulaşılabilir. Ancak buradaki veriler her yıl için düzenli olarak hesaplanmamıştır. Yine Dünya Bankası veri tabanında gini katsayısına ilişkin veri seti oldukça kısadır. Bu nedenle çalışmada gini katsayısı verileri, TÜİK (2016) ile Dumlu ve Aydın (2008)'den elde edilmiştir².

Modelde DYY olarak temsil edilen doğrudan yabancı yatırım verisi Dünya Bankası'ndan alınmış olup, doğrudan yabancı yatırım stokunun GSYH'ye oranı şeklindedir. Gini katsayısını etkilediği düşünülen diğer değişkenlerin belirlenmesinde ilgili literatürden özellikle Tsai (1995) ve Ucal vd. (2014)'dan yararlanılmıştır. Gelir eşitsizliğini etkilediği bilinen temel değişkenlerden biri ekonomik büyümedir. Ekonomik büyüme (GELİR) ABD Dolar'ı cinsinden kişi başına düşen gelir olarak modele dahil edilmiştir. Bu veri de Dünya Bankası'ndan alınmıştır. ENF, enflasyon oranını göstermektedir ve tüketici fiyatları cinsinden yıllık yüzde artış olarak Dünya Bankası'ndan elde edilmiştir. Ülkedeki ekonomik belirsizliğin ve para politikasının da bir göstergesi olan enflasyon finansal piyasaları, tüketicilerin satın alma güçlerini, gelirlerini dolayısıyla gelir dağılımını etkilemektedir. Son olarak beşeri sermayeyi temsilen ortaöğretimde okullaşma oranı (OKUL) verisi kullanılmıştır. Bireylerin eğitim düzeyi onların gelirlerini belirleyen önemli bir

²Kanberoğlu ve Arvas (2014) ile Hazman (2011) gini katsayısı verilerini Dumlu ve Aydın (2008)'den elde etmişlerdir.

unsur olmaktadır. Okullaşma oranı verileri ise, Kalkınma Bakanlığı'nın 1950-2014 Ekonomik ve Sosyal Göstergeler'inden ve TÜİK'in eğitim istatistiklerinden derlenmiştir. Modelde yer alan değişkenlere ait temel regresyon denklemi şu şekildedir:

$$GINI = \beta + \alpha X_{it} + Xu_{it} \quad (1)$$

Denklem (1)'deki *GINI*, gini katsayısını; β , sabit terimi; X , gini katsayısını etkilemesi muhtemel olan açıklayıcı değişkenler matrisini; u , ise hata terimini göstermektedir. Model daha açık formda fonksiyon olarak denklem şu şekilde yazılabilir:

$$GINI = f(DYY, GELİR, ENF, OKUL) \quad (2)$$

Serilerin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 2'deki gibidir. Jargue-Bera testine göre hesaplanan ki-kare istatistiğinin p değeri yüksek olduğu takdirde, serinin normal dağılıma sahip olduğunu gösteren H_0 hipotezi reddedilmemektedir. Tablo 2'ye göre doğrudan yabancı yatırım dışındaki tüm seriler normal dağılmaktadır.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

	GINI	DYY	GELİR	ENF	OKUL
Ortalama	42.42222	0.943889	4794.694	43.56778	68.51389
Maksimum	45.70000	3.800000	10801.00	110.1700	94.50000
Minimum	39.10000	0.030000	1246.000	6.250000	40.60000
Standart Hata	1.899490	0.976982	3393.576	31.45812	17.03576
Çarpılık	0.391789	1.385482	0.696175	0.365698	0.187826
Basıklık	2.147752	4.085689	1.893151	2.021913	1.743482
Jarque-Bera	2.010484	13.28544	4.745628	2.237389	2.579929
Olasılık	0.365956	0.001303*	0.093218	0.326706	0.275281

Not: Jarque-Bera normallik sınaması sonuçlarını vermektedir. *Seriler normaldağılıştır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir.

Çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlıklarının analiz edilmesinde ADF ve PP birim kök testlerinden faydalanılmıştır. Durağanlık analizlerinin sonuçları Tablo2'de sunulmuştur.

Tablo 3: Birim Kök Testleri (ADF ve PP)

Değişkenler	ADF (Sabit)	ADF (Trend ve Sabit)	PP (Sabit)	PP (Trend ve Sabit)
GINI	-1,300(2)	-3,012(0)	-1,300(0)	-2,999(3)
Δ GINI	-8,412*(0)	-8,277*(0)	-8,412*(0)	-8,277*(0)
DYY	-1,687(0)	-3,596(1)	-1,488(1)	-2,296(1)
Δ DYY	-5,036*(0)	-4,957*(0)	-8,125*(3)	-8,510*(3)

GELİR	-0,359(0)	-2,045(0)	-0,457(3)	-2,145(3)
ΔGELİR	-5,446*(0)	-5,351*(0)	-5,493*(3)	-5,363*(2)
ENF	-2,250(0)	-2,361(0)	-2,397(3)	-2,628(3)
ΔENF	-8,048*(0)	-7,918*(0)	-8,582*(2)	-7,918*(0)
OKUL	-0,893(0)	-2,428(0)	-0,904(1)	-2,556(1)
ΔOKUL	-5,547*(0)	-5,462*(0)	-5,542*(3)	-5,449*(3)
Kritik Değer %1	-3.632900	-4.243644	-3.632900	-4.243644
Kritik Değer %5	-2.948404	-3.544284	-2.948404	-3.544284
Kritik Değer %10	-2.612874	-3.204699	-2.612874	-3.204699

Not: Δ simgesi birinci farkları gösterir. Parantez içindeki değerler gecikme uzunluklarıdır.

*p<.01, **p<.05, ***p<.10

Tablo 3'e göre, analize katılan değişkenlerin tamamı kendi seviyesinde durağan değildir. Diğer taraftan serilerin birinci farkları alındığında tüm serilerin %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmüştür. Dolayısıyla bu seriler birinci dereceden eşbütünleşik I(1)'tir.

5.2. Eşbütünleşme Analizi

Seriler düzey değerlerinde durağan değil, ancak farkları alındığında aynı dereceden durağan iseler, bu seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olabilir. Çalışmadaki serilerin tamamı birinci dereceden durağan olduğundan, I(1), uzun dönemli ilişkinin tespiti amacıyla eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Johansen eşbütünleşme yöntemine göre eşbütünleşme analizi yapılmadan önce gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekir. Buna göre Tablo 4'te yer alan kriterlere göre Akaike Bilgi Ölçütü (AIC) kriteri dışındaki diğer kriterler 1 gecikme uzunluğunu göstermektedir. Buna göre 1 gecikme uzunluğu alınarak analize devam edilmiştir.

Tablo 4: Eşbütünleşme İçin Uygun Gecikme Uzunluğu

Lag	Log L	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-650.7124	NA	3.88e+10	38.57132	38.79578	38.64787
1	-535.1956	190.2630*	1.93e+08*	33.24680	34.59359*	33.70609*
2	-509.7662	34.40438	2.08e+08	33.22154*	35.69066	34.06358

Not: AIC: Akaike Bilgi Ölçütü, SC: Schwarz Bilgi Ölçütü, FPE: Son Tahmin Hatası, HQ: Hannan-Quinn Bilgi Ölçütü

Belirtilen değişkenler arasında uzun dönemde ilişki olup olmadığını tespit etmek amacıyla Johansen eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Johansen (1988) eşbütünleşme testinde beş farklı modeli mevcuttur. Test yapılırken bunlardan hangisinin en uygun model olduğunun kararında Pantula ilkesi kullanılmaktadır. Buna göre her model için ayrı eşbütünleşme testi yapılmaktadır. Pantula ilkesi 5 model arasından en sık karşılaşılan 2, 3 ve 4

no'lu modeller arasından tercih yapılmasını sağlamaktadır. Seriler arasında eşbütünleşme olmadığının (sıfır hipotezinin) ilk kabul edildiği model, en uygun modeldir (Asteriou & Hall, 2007, s. 327-328). Her model ayrı ayrı test edildiğinde, 3 no'lu modelin en uygun model olduğuna karar verilmiştir (Tablo 5).

Tablo 5: Pantula İlkesine Göre Eşbütünleşme Model Seçimi

Rank	Model2	Model 3	Model 4
$r=1$	29,22(0,199)	28,67(0,184)	31,12(0,264)
$r \geq 1$	20,67(0,362)	16,93(0,585)	19,92(0,658)

Not: Tablodaki rakamlar max-özdeğer istatistikleridir. Parantez içindeki rakamlar olasılık değerleridir.

Sonuçlarına Tablo 6'da yer verilen analize göre iz istatistiği 63.085'tir. Bu değer, kritik değer olan 69.818'den küçüktür. Maksimum özdeğer testinin sonuçları incelendiğinde, maksimum özdeğer istatistiği 28.677, kritik değer olan 33.876'dan küçüktür (Tablo 6). Böylece, her iki testte (iz ve maksimum özdeğer) de %5 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşmenin olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi reddedilemez.

Bu sonuçlar ele alınan dönemde bu değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin dolayısıyla, uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını göstermektedir. Analizdeki değişkenler arasında herhangi bir eşbütünleşme ilişkisi olmadığından bundan sonraki adım VAR modelini tahmin etmektir.

Tablo 6: Johansen Eşbütünleşme Testi

Özdeğer	H ₀	İz İstatistiği	%5 Kritik Değer	Olasılık*	Max-Özdeğer İstatistiği	%5 Kritik Değer	Olasılık*
0.569784	$r=0$	63.08561	69.81889	0.1531	28.67791	33.87687	0.1840
0.392255	$r \leq 1$	34.40770	47.85613	0.4797	16.93197	27.58434	0.5858
0.298278	$r \leq 2$	17.47572	29.79707	0.6049	12.04340	21.13162	0.5434
0.143117	$r \leq 3$	5.432322	15.49471	0.7613	5.251429	14.26460	0.7098
0.005306	$r \leq 4$	0.180893	3.841466	0.6706	0.180893	3.841466	0.6706

Not: İz istatistiği ve maksimum özdeğer istatistiği %5 düzeyinde eşbütünleşmenin olmadığını gösterir. *MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p değerleridir.

5.3. Granger Nedensellik Testi

VAR modeline dayalı olarak yapılan Granger nedensellik analizi bulguları Tablo 7'de verilmiştir. Blok dışsallık Wald testi sonuçlarına göre sadece doğrudan yabancı yatırımdan GINI'ye doğru %10 düzeyinde bir nedensellik vardır. Diğer değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi görünmemektedir.

Tablo 7: VAR Granger Nedensellik Testi

Bağımlı Değişken: GINI			
	Ki-kare	Serbestlik Derecesi	Olasılık
DYY	3.207042	1	0.0733***
GELİR	2.469128	1	0.1161
ENF	0.243600	1	0.6216
OKUL	0.167234	1	0.6826
Bağımlı Değişken: DYY			
GINI	0.208273	1	0.6481
GELİR	2.131474	1	0.1443
ENF	3.31E-06	1	0.9985
OKUL	2.465297	1	0.1164
Bağımlı Değişken: GELİR			
GINI	0.237747	1	0.6258
DYY	0.286690	1	0.5923
ENF	0.033794	1	0.8541
OKUL	2.239692	1	0.1345
Bağımlı Değişken: ENF			
GINI	2.354333	1	0.1249
DYY	0.370185	1	0.5429
GELİR	0.966529	1	0.3255
OKUL	0.479930	1	0.4885
Bağımlı Değişken: OKUL			
GINI	2.525319	1	0.1120
DYY	0.006875	1	0.9339
GELİR	1.889240	1	0.1693
ENF	0.691002	1	0.4058

*p<0.01, **p<0.05, ***p<0.10

5.4. VAR Analizine Dayalı Etki-tepki Fonksiyonları ve Varyans Ayrıştırması

Aralarında eşbütünleşme ilişkisi olmadığından değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişki VAR modeliyle incelenir. VAR modeli tahmin sonuçları Tablo 8'dir.

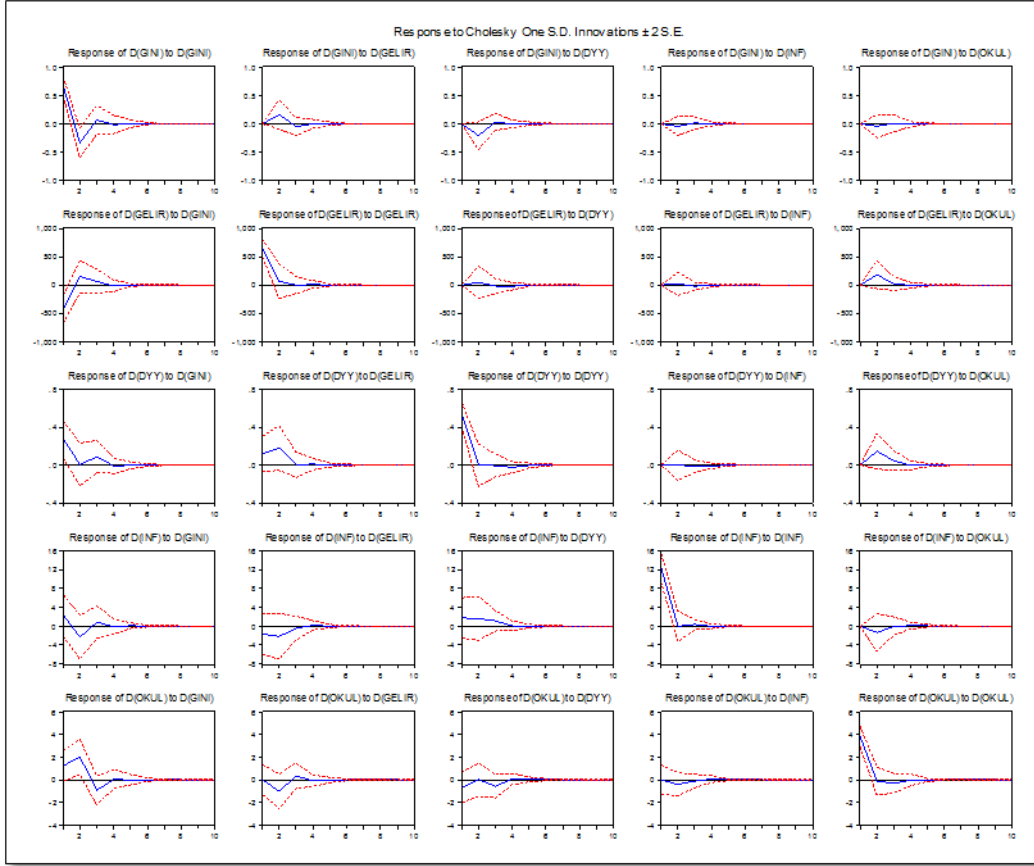
Tablo 8: VAR Tahmin Sonuçları

	D(GINI)	D(DYY)	D(GELİR)	D(ENF)	D(OKUL)
D(GINI(-1))	-0.104324 [-0.48852]	0.089839 [0.45637]	123.3440 [0.48759]	-6.328670 [-1.53438]	2.074890 [1.58913]
D(DYY(-1))	-0.395417 [-1.79082]	0.048178 [0.23670]	140.0453 [0.53543]	2.594719 [0.60843]	0.111934 [0.08291]
D(GELİR(-1))	0.000310 [1.57135]	0.000266 [1.45996]	0.075830 [0.32420]	-0.003749 [-0.98312]	-0.001659 [-1.37450]
D(ENF(-1))	-0.003296 [-0.49356]	1.12E-05 [0.00182]	1.454014 [0.18383]	-0.000728 [-0.00565]	-0.033936 [-0.83127]

D(OKUL(-1))	-0.010901 [-0.40894]	0.038584 [1.57013]	47.25801 [1.49656]	-0.356688 [-0.69277]	-0.028148 [-0.17270]
C	-0.242015 [-1.83637]	-0.048612 [-0.40014]	149.3561 [0.95671]	-0.653054 [-0.25656]	2.284872 [2.83558]
R²	0.278761	0.140951	0.099462	0.091273	0.275093
F-istatistiği	2.164421	0.918838	0.618508	0.562466	2.125129

Not: Köşeli parantezdeki rakamlar t değerlerini gösterir.

VAR modeli parametrelerinin yorumlanması ekonomik açıdan pek anlamlı olmadığından etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizlerine dayalı yorumlar yapılacaktır. Etki-tepki (Impulse-Response) fonksiyonları, rassal hata terimlerindeki bir standart sapmalık şokun, içsel değişkenlerin şimdiki ve gelecekteki değişkenlerine olacak etkisini yansıtmaktadır. Diğer bir ifadeyle etki-tepki analizi bir değişkende meydana gelecek rastgele bir şokun, hem kendisi hem de sistemdeki diğer değişkenler üzerindeki etkisini analiz ettiğinden ekonomi politikalarına yön vermede önemli bir işlev görmektedir. Şekil 1 Etki-tepki fonksiyonlarını göstermektedir. Buna göre doğrudan yabancı yatırımlar kendi şoklarına karşı pozitif tepki verirken, GINI kendi şoklarına karşı ilk dönem pozitif ikinci dönemde negatif tepki vermektedir. GINI'nin gelirdeki (ekonomik büyümedeki) bir standart sapmalık şoka karşı tepkisi oldukça düşüktür. Bu tepki ikinci dönemde azalmaya başlamış ve üçüncü dönemde hemen hemen son bulmuştur. Yine GINI'nin doğrudan yabancı yatırımlardaki bir standart sapmalık şoka karşı tepkisi negatiftir. GINI analizdeki değişkenlerden en fazla doğrudan yabancı yatırımlara tepki vermektedir. Ancak bu tepkinin şiddeti de çok yüksek değildir. Sadece üç dönem sürmektedir.



Şekil 1: Etki-Tepki Fonksiyonları

Varyans ayrıştırması, bir değişkendeki değişimin ne kadarının kendisinden ne kadarının modeldeki diğer değişkenlerden kaynaklandığını belirlemek amacıyla kullanılmaktadır. Böylece bir makroekonomik büyüklük üzerinde en etkili değişkenin hangisi olduğu varyans ayrıştırması ile açıklanabilir. VAR modelindeki gelir eşitsizliğine (GINI) ait varyans ayrıştırması sonuçları Tablo 9’da verilmiştir. Buna göre, gelir eşitsizliğinin varyansında meydana gelen değişimin yaklaşık %88’i kendisi tarafından, %4’ü gelir tarafından ve yaklaşık %8’i doğrudan yabancı yatırımlar tarafından açıklanmaktadır. Gelir eşitsizliğinin öngörü hata varyansı içinde en fazla paya sahip değişken doğrudan yabancı yatırımlardır. Ancak bu etki oldukça düşüktür (yaklaşık %8). Bulunan bu sonuçlar Granger nedensellik blok dışsallık testi sonuçlarını (ki-kare: 3.207, p-değeri: 0.733<0.10) destekler niteliktedir.

Tablo 9: Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Dönem	S.E.	D(GINI)	D(GELİR)	D(DYY)	D(INF)	D(OKUL)
1	0.665122	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.792398	88.20711	4.227603	7.024171	0.266356	0.274763
3	0.797374	87.76814	4.571764	7.983611	0.295769	0.280714
4	0.797582	87.75656	4.570058	7.982884	0.296893	0.293601
5	0.797586	87.75579	4.570026	7.983338	0.297236	0.293608
6	0.797587	87.75570	4.570028	7.983417	0.297236	0.293621
7	0.797587	87.75569	4.570030	7.983417	0.297237	0.293622
8	0.797587	87.75569	4.570030	7.983417	0.297237	0.293622
9	0.797587	87.75569	4.570030	7.983417	0.297237	0.293622
10	0.797587	87.75569	4.570030	7.983417	0.297237	0.293622

6. SONUÇ

Son yıllarda dünya genelinde hem gelir eşitsizliğinde hem de doğrudan yabancı sermaye yatırımlarında önemli değişiklikler söz konusudur. Özellikle son yıllarda hem hem gelişmekte olan ülkelerde hem de gelişmiş ülkelerde görülen gelir eşitsizliğindeki artışın nedenleri üzerine odaklanılmıştır. Gelir eşitsizliğindeki bu artışın nedenlerinden birisinin, 1990'ların ikinci yarısından itibaren küreselleşme rüzgârlarıyla birlikte hızla artan doğrudan yabancı yatırımlar olduğu konusunda çalışmalar (Tsai, 1995; Halmos, 2011; Herzer, 2012) literatürde yer almıştır.

Bu çalışma da Türkiye'de gelir eşitsizliği ve doğrudan yabancı yatırımlar arasında ilişki olup olmadığı incelenmiştir. Bu ilişki, verilerine düzenli olarak ulaşılabildiğimiz 1980-2015 dönemi için zaman serileri analiz yöntemi kullanılarak incelenmiştir.

Çalışmanın en temel bulgusu doğrudan yabancı yatırımlar ile gelir eşitsizliği arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı şeklindedir. Kısa dönemde ise doğrudan yabancı yatırımların gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi oldukça küçük ve bu etki negatiftir. Bu sonuçlar VAR analizine dayalı Granger nedensellik analizi sonuçlarını teyid eder şekildedir. Nedensellik analizinde de doğrudan yabancı yatırımlardan gelir eşitsizliğine doğru %10 anlamlılık düzeyinde bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Karabıyık ve Dilber (2016) 50 gelişmekte olan ülke verisini kullanarak yaptığı analizde oldukça küçük anlamlılık düzeyinde (%10) doğrudan yabancı yatırımlar ile gelir eşitsizliği arasında negatif ilişki bulmuştur. Bu bulgulara dayanılarak doğrudan yabancı yatırımların gelir eşitsizliğinin çok az da olsa azalmasına katkı sağladığı söylenebilir.

Literatürde benzer sonuçlara Chintrakarn vd. (2010) ve Ucal vd. (2014)'te ulaşmıştır. Dolayısıyla doğrudan yabancı yatırımların Türkiye'de gelir eşitsizliğini olumsuz etkilediği yönünde bir bulguya rastlanmamıştır. Gelir

eşitsizliğini azaltma yönündeki etkisi çok küçük hatta önemsiz denilebilecek boyutta olduğundan, doğrudan yabancı yatırımlarının Türkiye’de gelir dağılımını etkilemekte kullanılabilecek etkili bir araç olmadığı söylenilebilir.

7. KAYNAKÇA

- Akçoraoğlu, A. (2015). Gelir dağılımı ve iktisadi büyüme: Post-Keynesyen modeller ve politika analizi. *Ekonomik Yaklaşım*, 26(96), 91-126.
- Asteriou, D., & Hall, S. G. (2007). *Applied econometrics*. Palgrave Macmillan: New York.
- Basu, P., & Guariglia, A. (2007). Foreign direct investment, inequality, and growth. *Journal of Macroeconomics*, 29 (4), 824–39.
- Bhandari, B. (2007). Effect of inward foreign direct investment on income inequality in transition countries. *Journal of Economic Integration*, 22(4), 888-928.
- Blomstrom, M. (1992). Foreign investment and productive efficiency: The Case of Mexico. *The Journal of Industrial Economics*. 35(1), 97-110.
- Bozdağlıoğlu, Y., & Evlimoğlu, U. (2014). Türkiye’de doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının tarihsel süreçte gösterdiği gelişim: Hukuksal ve ekonomik yansımaları. *Dicle Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 6(11), 32-52.
- Chintrakarn, P., Herzer, D., & Nunnenkamp, P. (2010), FDI and income inequality: Evidence from a Panel of US States. *Kiel Working Papers*, Kiel Institute for the World Economy, No. 1579, January, 2010, 1-30.
- Doğan, E. M., Shahinpour, A., & Aghapour, K. (2013). İran’da gelir dağılımı üzerine doğrudan yabancı yatırımın etkisi. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(3), 377-388.
- Dumlu, U., & Aydın, Ö. (2008). Ekonometrik modellerle Türkiye için 2006 yılı GINI katsayısı tahmini. *Ege Akademik Bakış*, 8(1), 373-393.
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*, Third Edition, New York.
- Engle, R., & Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-277.
- Erçakar, M. E., & Karagöl, E.T. (2011). Türkiye’de doğrudan yabancı yatırımlar. *SETA Analiz Siyaset, Ekonomi ve Toplum Araştırmaları Vakfı*, 33, Ocak.
- Erdilek, A. (2003). A Comparative analysis of inward and outward FDI in Turkey. *Transnational Corporations*, 12(3), 78-105.
- Gökarp, M F., Baldemir, E. & Akgün, G. (2011). Türkiye ekonomisinde dışa açılma ve gelir eşitsizlikleri ilişkisi. *Yönetim Ve Ekonomi*, 18 (1), 87–104.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Granger, C. W. J. & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Halmos, K. (2011). The effect of FDI, exports and GDP on income inequality in 15 Eastern European Countries. *Acta Polytechnica Hungarica*, 8(1), 1223-136.
- Hazman, G. G. (2011). Türkiye’de gelir dağılımında adalet ve sosyal güvenlik arasındaki nedensellik ilişkisi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(1), 205-216.
- Herzer, D., Hühne, P. & Nunnenkamp, P. (2012). FDI and income inequality-evidence

- from Latin American Economies. *Kiel Working Papers*, Kiel Institute for the World Economy, No.1791,1-36, August.
- Heyman, F., Sjöholm, F. & Tingvall, P. G. (2007). Is there really a foreign ownership wage premium? Evidence from matched employer-employee data. *Journal of International Economics*, 73, 355-376.
- Hunya, G., & Geishecker, I. (2005). Employment effects of foreign direct investment in Central and Eastern Europe. *VIIES*, Research Report, Vienna.
- IM, H., & McLaren, J. (2015). Does foreign direct investment raise income inequality in developing countries? A new instrumental variables approach. *Mimeo*. University of Virginia, 10th March, 1-58.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Jordaan, J. A. (2012). Foreign direct investment and technology transfers to local suppliers: Identifying the effects of type of ownership and the technology gap. *European Regional Science Association, In ERSA conference papers* (No. ersa12p1166).
- Kanberoğlu, Z., & Arvas, M. A. (2014). Finansal kalkınma ve gelir eşitsizliği: Türkiye örneği, 1980-2012. *Sosyoekonomi*, 21(21), 105-122.
- Karabıyık, C., & Dilber, İ. (2016). Gelir eşitsizliği ve doğrudan yabancı sermaye yatırımları ilişkisi: Panel Veri Analiz. *Journal of Yasar University*, 11(44), 316-325.
- Kargı, N., & Terzi, H. (1997). Causal relations among the ISE, inflation, interest rates and real activity in Turkey: A VAR Analysis. *İMKB*, 1(4), 27-39.
- Karluk, R. (2009). *Cumhuriyet'in ilanından günümüze Türkiye ekonomisi'nde yapısal dönüşüm* (12. Baskı), İstanbul: Beta Basım Yayım.
- Keeley, B. (2015). Income inequality: The gap between rich and poor, OECD insights. *OECD Publishing*, Paris. 17 Ağustos 2016 tarihinde <http://dx.doi.org/10.1787/9789264246010-en> adresinden erişildi.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45, 1-28.
- McLaren, J., & Yoo, M. (2016). FDI and inequality in Vietnam: An Approach with Census Data. July 14, 1-39. 19 Ağustos 2016 tarihinde <http://www2.hawaii.edu/~baybars/McLaren%20and%20Yoo.pdf> adresinden erişildi.
- Mihaylova, S. (2015). Foreign direct investment and income inequality in Central and Eastern Europe. *Theoretical and Applied Economics*, 22, 2(603), Summer, 23-42.
- Mushtaq, M., Ahmad, K., Ahmed, S., & Nadeem, M. (2014). Impact of FDI on income distribution in selected SAARC countries, *Journal of Applied Environmental and Biological Sciences*, 4(7S): 1-10.
- OECD (2008). Growing unequal? Income distribution and poverty in OECD Countries. 7 Ağustos 2016 tarihinde <http://www.keepeek.com/Digital-Asset->

- Management/oecd/social-issues-migration-health/growing-unequal_9789264044197-en#.V-RcHiiLTIU adresinden erişildi.
- Ongan, T.H. (2004). Gelir eşitsizliği doğrudan yabancı sermaye yatırımları ve Ters U Eğrisi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 54(1), 153-165.
- Phillips, P. (1986). Understanding spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*. 33(3), 311-340.
- Phillips, P. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Rivera, C. G. J., & Castro, G. A. (2013). Foreign direct investment in Mexico determinants and its effect on income inequality. *Contaduria y Administracion*, 58(4), 201-222.
- Sayek, S. (2009). Foreign direct investment and inflation. *Southern Economic Journal*, Vol. 76, No. 2 (Oct., 2009), 419-443.
- Sevüktekin, M., & Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik zaman serileri analizi*. (Üçüncü Baskı), Ankara: Nobel Yayınları.
- Shahbaz, M., & Aamir, N. (2008). Direct foreign investment and income distribution: A Case Study for Pakistan. *International Research Journal of Finance and Economics*. 21, 7-18.
- Shaikh, F. M. (2010). Causality relationship between foreign direct investment, trade and economic growth In Pakistan. In *International Business Research*, Harvard Business School, Vol. 1, 11-18.
- Sims, C.A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48, 1-48.
- Suanes, M. (2016). Foreign direct investment and income inequality in Latin America: A sectoral analysis. *Cepal Review*, 118, April, 45-61.
- Tsai, P.L. (1995). Foreign direct investment and income inequality: Further evidence. *World Development*, 23(3), 469-483.
- TÜİK (2016), Gelir, yaşam, tüketim ve yoksulluk istatistikleri, 11 Aralık 2016 tarihinde <http://www.tuik.gov.tr/UstMenu.do?metod=kategorist> adresinden erişildi.
- Türkiye Cumhuriyeti Ekonomi Bakanlığı (2015). Uluslararası doğrudan yatırımlar 2014 yılı raporu. Teşvik Uygulama ve Yabancı Sermaye Genel Müdürlüğü, Eylül 2015.
- Türkiye Cumhuriyeti Ekonomi Bakanlığı (2016). Uluslararası doğrudan yatırımlar 2015 yılı raporu. Teşvik Uygulama ve Yabancı Sermaye Genel Müdürlüğü, Eylül 2016.
- Ucal, M., Bilgin, M. H. & Haug, A. A. (2014). Income inequality and FDI: Evidence with Turkish aata. *Munich Personal RePEc Archive*, No. 61104, posted 5 January 2015, 1-28.
- UNCTAD (2016), World investment report 2016: Annex table. 8 Ekim 2016 tarihinde <http://unctad.org/en/Pages/DIAE/World%20Investment%20Report/Annex-Tables.aspx> adresinden erişildi.
- Velde, D. W., & Morrissey, O. (2002). Foreign direct investment, skills and wage inequality in East Asia. *DESG Conference in Nottingham*, April. 11 Ekim 2016 tarihinde http://www.waipa.org/wp-content/uploads/2016/07/ODI_Foreign-Direct-Investment-Skills-and-Wage-Inequality-in-East-Asia.pdf adresinden erişildi.

- Yavan, N. & Kara, H. (2003). Türkiye’de doğrudan yabancı sermaye yatırımları ve bölgesel dağılışı. *Coğrafi Bilimler Dergisi*, 1(1), 19-42.
- Zhang, K.H. (2005). How does FDI affect a host country’s export performance? The case of China, Paper presented in International Conference of WTO, *China and Asian Economies*, III. In Xi’an, China, June 25-26.