

Araştırma Makalesi / Research Article

YENİ KÜRESELLEŞME DÖNEMİNDE FİNANSAL GELİŞMENİN, GELİR EŞİTSİZLİĞİ ÜZERİNE ETKİLERİ: E7 ÜLKELERİNDEN YENİ KANITLAR

Dr. Öğr. Üyesi Sena TÜRKMEN 

Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi, İİBF, Niğde (sena_dgn01@hotmail.com)

Arş. Gör. Sefa ÖZBEK 

Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, İİBF, Kahramanmaraş (sefa3358@gmail.com)

ÖZET

Finansal serbestleşme, 1980'li yıllardan günümüze dek artmaktadır. Yeni küreselleşme dönemi olarak adlandırılan bu dönemde, tasarruf açığı olan ülkelerin tasarruf fazlası olan ülkelere çeşitli finansal araçları kullanarak sermaye elde etmesi amaçlanmıştır. Bazı ülkelerde artan finansal gelişme, istihdamı arttıran yatırımlar yerine çeşitli finansal araçlarla kâr güdüsünü harekete geçirmiş, işsizliğin ve gelir eşitsizliğinin artmasına yol açmıştır. Bu çalışmada E7 ülkelerine ait 1988-2016 dönemi yıllık verileri kullanılarak, yeni küreselleşme döneminde finansal gelişme ile gelir eşitsizliği ilişkisi incelenmiştir. Gelir eşitsizliği için Gini katsayısı kullanılırken, finansal gelişmenin temsilcisi olarak finansal gelişme endeksi tercih edilmiştir. Ayrıca kontrol değişkeni olarak da ekonomik büyüme değişkeni kullanılmıştır. Westerlund (2006) tarafından geliştirilen, çoklu yapısal kırılmalara izin veren ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan panel eşbütünleşme testinden faydalanılmıştır. Bulgular; gini katsayısı, finansal gelişme endeksi ve kişi başına düşen milli gelir değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ortaya koymuştur. Eşbütünleşme katsayıları, heterojeniteyi ve kesitler arası bağımlılığı dikkate alan Eberhardt & Bond (2009) tarafından geliştirilen Augmented Mean Group (AMG) tahmincisi ile elde edilmiştir. Bulgular, finansal gelişme endeksinde meydana gelen %1'lik bir artışın Brezilya, Meksika ve Türkiye'de gelir eşitsizliğini sırasıyla %0.22; %0.11 ve %0.11 oranında azalttığını gösterirken Çin, Endonezya ve Rusya'da ise sırasıyla %0.31; %0.16 ve %0.009 oranında artırdığını ortaya koymuştur.

Anahtar Kelimeler: Gelir Eşitsizliği, Küreselleşme, Finansal Gelişme, Ekonomik Büyüme, Panel Veri Analizi.

THE EFFECTS OF FINANCIAL DEVELOPMENT ON INCOME INEQUALITY IN THE NEW GLOBALIZATION PERIOD: NEW EVIDENCES FROM E7 COUNTRIES

ABSTRACT

Financial liberalization has been increasing since the 1980s to the present day. In this period, which is called the new globalization period, it's been aimed that countries with savings gap acquire capital by using various financial instruments from countries with oversaving. In some countries, increased financial development has activated the profit motive through various financial instruments, rather than investments that increase employment, leading to increased unemployment and income inequality. In this study, the relationship between financial development and income inequality in the

new globalization period was examined using annual data for the period 1988-2016 belonging to E7 countries. While the Gini coefficient is used for income inequality, the Financial Development Index is preferred as the representative of financial development. In addition, economic growth variable was used as a control variable. The panel cointegration test developed by Westerlund (2006), which allows multiple structural fractures and takes into account horizontal cross-section dependence, was used. The results revealed the existence of a correlation between the Gini coefficient, the Financial Development Index and the variables of national income per capita. Cointegration coefficients were obtained with the Augmented Mean Group (AMG) estimator developed by Eberhardt & Bond (2009), which takes into account heterogeneity and cross-section dependence. The findings show that, 1% increase occurring in financial development index Brazil, Mexico and Turkey decrease in income inequality was %0.22; %0.11 and %0.11 respectively, however, the findings revealed that in China, Indonesia and Russia increased by %0.31; 0.16% and 0.009% respectively.

Keywords: Income Inequality, Globalization, Financial Development, Economic Growth, Panel Data Analysis.

1. Giriş ve Teorik Çerçeve

1970’li yıllarda işsizlik ile birlikte görülen enflasyon anlamına gelen stagflasyon, dikkatleri kaynakların mobilizasyonuna yöneltmiştir. 1973 yılında McKinnon ve Shaw, daha önceki dönemlerde Keynesyen politikalar ışığında uygulanan negatif reel faiz politikasını, etkin kaynak dağılımını önlediği ve bireylerin tasarruflarının yatırıma dönüşmesini engellediği gerekçeleriyle eleştirmişlerdir. McKinnon ve Shaw’a göre gelişmekte olan ülkelerin en büyük sorunu tasarruf yetersizliğidir. Dolayısıyla tasarruf eksikliği, yatırımların yapılmasını engellemektedir (McKinnon, 1973; Shaw, 1973). Bu durumun önüne geçebilmek için ekonominin gidişatını kısıtlayan her türlü engellemelerin ve özellikle finansal sektöre yapılan müdahalelerin en aza indirilmesi gerekmektedir. Enflasyonun üzerinde bir nominal faiz (pozitif reel faiz) verilmemesi durumunda, tasarruf fazlası olan bireyler birikimlerini finansal sektörden çok gayrimenkul, altın vb. verimsiz alanlara yönlendirmektedir (Ağır, 2010:1). Tersî durumda ise yani, pozitif reel faizin gerçekleştiği durumda, finansal sektöre olan talep artacak ve kaynaklar daha verimli alanlara kayacağı düşünülmektedir. Dolayısıyla finansal sistem gelişecek ve bu gelişme diğer makroekonomik değişkenler üzerinde pozitif yönde etkilerde bulunacaktır.

Finansal gelişmenin artması için, finansal sistemin önündeki kısıtların azalması, finansal araç çeşitliliğinin sağlanması gibi birçok faktör bulunmaktadır. Ticareti kolaylaştırmak, tasarrufları mobilize etmek, mal-hizmet mübadelesini kolaylaştırmak, riskten korunmak, riski çeşitlendirmek ve riskin birleştirilmesini sağlamak, kaynakların etkin dağılımını sağlamak finansal sistemin temel fonksiyonlarıdır (Öztürk vd., 2010:98). Gelişmiş bir finansal sistem ekonomik büyümenin artmasını ve bu artışların sürdürülebilirliğine çeşitli kanallarla yardımcı olmaktadır. Bu kanallar;

- Finansal kaynaklara ulaşımın önündeki engellerin kalkması, yatırımları artırarak istihdamın artmasına ve düşük gelirli kesimlerin gelir sahibi olmalarına ya da gelirlerini arturmalarına yardımcı olmaktadır.
- Erişilebilir finansal kaynaklar sağlık, eğitim gibi ekonomik gelişmeye fırsatlar oluşturmakta nüfusun geliri düşük kesimi için avantajlar ortaya çıkarmaktadır.

- Artan finansal gelişme ile birlikte refah paylaşımı ve gelir dağılımındaki adalette yaşanan sorunlar nedeniyle ortaya çıkan benzeri sorunlar azalır.
- Yüksek enflasyonun yaşandığı ülkelerde gelişmiş finansal sektör, yüksek gelirli grubun geliri finansal kaynaklara kolay erişim yoluyla korunabilir (Levine vd., 2000; Afşar, 2007:191).

Finansal gelişmenin artması; gelir eşitsizliği, ekonomik büyüme ve diğer birçok makroekonomik performans göstergeleri etkileyecek sermaye faktörünü harekete geçirmektedir. Finansal gelişmenin artması geliri düşük bireylerin finansmana ulaşmasını kolaylaştırır ve ulaşım maliyetini en aza indirir. Özellikle yeni iş kurma vb. durumlar için düşük gelir grubundaki bireylere istihdam imkânı doğmakta ve istihdam artışı gelirin artmasına yol açmaktadır. Dolayısıyla finansal gelişme gelir dağılımındaki adaletin sağlanmasına da yardımcı olmaktadır (Shahbaz vd., 2014:3-4).

Belirli bir dönemde, bir ülkede mevcut milli gelirin bireyler, bölgeler, toplumsal gruplar ya da üretim faktörleri arasındaki dağılıma gelir dağılımı adı verilmektedir. Açıklamadan da görüldüğü üzere bireysel, sektörel, bölgesel ve fonksiyonel olmak üzere temelde dört gelir dağılımından söz edilmektedir (Acar, 2015:44). Gelir dağılımında adaletsizlik günümüzde uluslararası ve ulusal seviyede ülkelerin karşılaştığı en ciddi problemlerden birisidir. Gelir eşitsizliğinde adaletin sağlanması başta ekonomik büyüme olmak üzere diğer ekonomik istikrar koşulları üzerinde pozitif etkilerinin olduğu düşünülmektedir. Ülkeler için en önemli makroekonomik hedeflerden olan adaletli gelir dağılımı, ekonomik olduğu kadar ülkelerde sosyal ve toplumsal sorunlara da sebep olabilmektedir. Çünkü gerek ülkeler arasında gerekse ülke içinde gelirin adaletsiz dağılımı diğer bir ifadeyle gelir eşitsizliği bireylerin en temel ihtiyaçlarını dahi karşılayamama sorununu meydana getirebilmektedir (Şahin, 2018:302). Gelir dağılımının ne şekilde gerçekleştiğinin bilgisi, toplumların siyasi ve sosyal yapısı hakkında da bilgiler içermektedir. Diğer yandan gelir dağılımında görülen adaletsizlikler hem sosyal hem de ekonomik kurumlar içerisinde etkileşimin nasıl olduğunu, toplum içindeki en yüksek gelir grubu ile en düşük gelir grubu arasındaki gelir uçurumunun zamanla farklılaşmasını ve gelir dağılımındaki adaletsizlikteki değişimin; Sermaye birikimi ve ekonomik büyüme ile kaynak dağılımındaki etkinliğini ortaya koymaktadır. Belirli bir dönemde bir ülkede kazanılan gelirin adaletli dağılıp dağılmadığı, diğer bir deyişle gelir eşitsizliğinin mevcut olup olmadığı genel olarak Gini katsayısı ile ölçülmektedir. 0 ile 1 arasında değerler alan Gini katsayısı, sıfıra yaklaştıkça gelir eşitsizliğinin azaldığını; 1'e yaklaştıkça ise gelir eşitsizliğinin arttığını göstermektedir (Yanar & Şahbaz, 2013:61).

Finansal gelişme ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişki özellikle 1990'lı yıllardan günümüze sıkça tartışılmıştır. Söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiler hakkında görüş birliği bulunmamaktadır. Ampirik çalışmalar incelendiğinde, sonuçlar ülke/ülke grupları, kullanılan değişkenler, tercih edilen ekonometrik yöntem ve analiz edilen döneme göre farklılıklar gösterebilmektedir. Finansal gelişme ve gelir eşitsizliği ilişkisi üzerine iktisat literatüründe sıklıkla tartışılan üç farklı görüş bulunmaktadır. Birincisi, finansal gelişme ile gelir eşitsizliği arasında negatif doğrusal bir ilişkinin mevcut olduğu durumdur. Bu görüşü destekleyen iktisatçılara göre, artan, derinleşen finansal gelişmişlik, düşük gelirli kesimin kolayca finansmana ulaşabilmesine yardımcı olmaktadır (Destek vd., 2017:154). Böylece bu kesimlerin beşerî sermayelerine yatırım yapma imkânı doğmaktadır. Nihai olarak, tasarruf

fazlasına sahip zengin kesim ile tasarruf açığı bulunan düşük gelirli kesim arasındaki fark azalacaktır. Ayrıca bu durum kaynakların etkin dağılımında sebep olarak yüksek büyüme oranlarının yakalanmasına yardımcı olacaktır. Bütün olarak beşerî sermaye yatırımlarının teşvikine bağlı olan ve Galor & Zeira (1993) tarafından ileri sürülen büyüme modeli, bu fikrin savunan en önemli çalışmalarından biridir. Söz konusu büyüme modeline göre, yüksek gelir eşitsizliğinin ve derinleşmemiş sermaye piyasalarının olduğu ekonomilerde, adaletli gelir dağılımının olduğu ve gelişmiş sermaye piyasalarına sahip ekonomilere kıyasla daha düşük büyüme oranları gerçekleşmektedir. Ayrıca düşük büyüme ile birlikte, gelir eşitsizliği daha da derinleşmektedir. Söz konusu görüşe göre finansal gelişmenin artması, ekonomideki canlılığı artırmakta ve ekonomiyi büyüme trendine ulaştıran kapitalizasyonu uyarmaktadır. Diğer yandan, büyüyen ekonomi gini katsayısını negatif yönde etkileyerek, daha adil bir gelir dağılımının ortaya çıkmasına sebep olmaktadır. Artan finansal gelişme, finansman kaynaklarına daha kolay ulaşabilmeyi sağlayarak düşük gelirli bireylerin yatırım yapabilmelerine ve istihdamın artmasına sebep olmaktadır. Böylece düşük gelirli kesimler temel ihtiyaçlarını karşılamakta ve rafahta bir gelecek yaşamak için bireysel eğitimlerine yatırım yapma olanağına erişebilmektedir. Bu şekilde beşerî sermayenin gelişimini artırma yönündeki bu gelişmeler, ülke ekonomisinde gelir dağılımının adaletli dağılmasına yardımcı olmaktadır (Canavire-Bacarreza & Rioja, 2008:8).

Finansal gelişme ile gelir eşitsizliği ilişkisi için savunulan ikinci görüş ise söz konusu ilişkinin “ters U” şeklinde olduğunu savunan görüştür (Greenwood & Jovanovic, 1990). Ülke ekonomilerinde kalkınmanın ilk safhalarında, finansal derinlik hemen hemen yoktur ve ekonomik büyüme çok düşük seviyelerdedir. İlk aşamadan sonra zamanla, finansal gelişme başlayacak ancak gelişim tamamlanmadığından ve derinlik oluşmadığından işlemler yüksek maliyetli olmaktadır. Bu durumda finansal piyasalardan düşük gelirli kesimden çok zengin kesim yararlanacaktır (Argun, 2016:64). Sonuç olarak ekonomik büyümede ara döneme ulaşılarak, hem tasarruf oranlarında hem de gelir eşitsizliğinde artışlar meydana gelecektir. İlerleyen safhalarda, finansal kaynaklardan faydalanan kesimler genişleyecek ve sonuçta ekonomik büyüme artarak gelir dağılımında adalet artmaya başlayacaktır. Kalkınmanın son safhasında ise, tüm toplum kesimleri arasındaki gelir dağılımı dengelenecek ve ekonomik büyüme belirli bir noktaya doğru yakınsayacaktır. Dolayısıyla ilk safhada artan gelir eşitsizliği, son aşamaya gelindiğinde azalmaya başlayacak ve “ters U” şeklini alacaktır.

Rajan & Zingales (2003) tarafından ileri sürülen hipotez ise finansal gelişme ile gelir dağılımındaki adaletsizliği inceleyen üçüncü görüşü oluşturmaktadır. Bu görüşe göre, söz konusu değişkenler arasında pozitif ve doğrusal bir ilişki bulunmaktadır. Gelişmiş kurumsal yapının olmadığı durumlarda, finansal gelişmişlikten sadece yüksek gelir grubundaki bireylerin yararlandığı varsayılmaktadır. Finansal kesimde derinlik artsa bile, zengin kesim firmaların krediye erişimini kısıtlama gücüne sahip olabilmekte ve kredi kanalını zengin kesimin yararına olacak biçimde finansal sektörü teşvik edebilmektedirler (Palley, 2007:3). Sonuç olarak, yüksek gelir grubu ile düşük gelirli kesim arasındaki fark giderek açılmaktadır. Böylece finansal gelişme ile gelir eşitsizliği arasında aynı yönlü ve doğrusal bir ilişki meydana gelmektedir (Üzar, 2019:82-83).

Bu çalışmanın amacı, son 20 yılda artan üretim hacmi ve yüksek büyüme oranları ile dikkat çeken ve dünya ticaret hacminde önemli yere sahip olan ve gelecekte de olması beklenen E7 ülkelerinde, yeni küreselleşme dönemi ile birlikte artan finansal gelişmenin, gelir eşitsizliği

üzindeki etkisini tespit etmektir. İlgili literatürde, söz konusu ülke grubu ve dönem üzerinde bir çalışmanın yapılmamış olması, çalışmanın ana motivasyonunu oluşturmaktadır. Bu çalışma ile literatürdeki bu boşluğun doldurulması hedeflenmektedir. Takip eden bölümlerde konu ile ilgili daha önce yapılan bazı çalışmalara yer verilmekte ve devamında yeni nesil dinamik panel veri metotları aracılığıyla söz konusu ilişki ampirik olarak ele alınmaktadır. Ampirik analizlerde öncelikle yatay kesit bağımlılığının varlığı araştırılmış ve bu varsayım sonucunda ilgili birim kök testleri ile çalışmaya devam edilmiştir. Küreselleşme süreci ile birlikte birçok ülke, farklı açılardan (ekonomik, sosyal vb.) birbirleriyle entegre hale gelmiştir. Dolayısıyla bir ülkede meydana gelen bir şok, diğer ülkeleri de etkileyebilmektedir. Dolayısıyla bu bağlantının tespiti ve ekonometrik analizlerde göz önünde bulundurulması önemli hale gelmektedir. Bu durum kesitler arası bağımlılık varsayımı ile incelenmektedir. Yatay kesit bağımlılığının elde edilmesiyle, bu varsayımı dikkate alan birim kök testlerine karar verilmektedir. Birim kök sürecin varlığının gösterilmesiyle, çoklu yapısal kırılmalara izin veren, yatay kesit bağımlılığını ve heterojeniteyi dikkate alan Westerlund (2006) panel eşbütünleşme testinden yararlanılmıştır. Bu tercihin ana sebebini, 1988-2016 döneminde incelenen ülke grubunda çeşitli yapısal kırılmaların varlığı oluşturmaktadır. Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin tespit edilmesinden sonra eşbütünleşme katsayıları, heterojeniteyi ve kesitler arası bağımlılığı dikkate alan Eberhardt & Bond (2009) tarafından geliştirilen AMG tahmincisi yardımıyla elde edilmiştir. Son olarak, ampirik kanıtlar çerçevesinde sonuç ve öneriler bölümü ile çalışma sonlandırılmıştır.

2. Literatür Taraması

Bu bölümde, finansal gelişme ve gelir eşitsizliği ilişkisinin panel veri metodu ile incelendiği bazı güncel çalışmalara yer verilmiştir.

Clarke vd. (2006)'da geliştirmekte olan ülkeler ve gelişmiş ülke grupları için gelir eşitsizliği ve finansal gelişmişlik ilişkisini incelemiştir. Söz konusu ülke gruplarına ait 1960-1995 dönemi yıllık verileri kullanılarak panel veri analizi metodundan yararlanılmıştır. Finans araçları tarafından sunulan kredilerin GSYH'daki payı ile mevduat bankaları tarafından finansal kurumlar harici sektörlere tahsis edilen kredilerin GSYİH'daki payının finansal gelişmişliğin göstergesi olarak kullanıldığı çalışmada bulgulara göre, artan finansal gelişmeyle beraber gelir eşitsizliğinin azaldığı ifade edilmiştir.

Beck vd. (2007)'de 72 ülke ekonomisi için 1960-2005 dönemi verileri aracılığıyla panel veri regresyon yöntemi kullanarak mali araçların gelişiminin yoksul bireyler üstünde eşit ve olumlu etkisi olduğunu elde etmiştir. Artan finansal gelişme ile gelir eşitsizliğinin azaldığı bulgusuna ulaşılmıştır. Artan finansal gelişme ile birlikte sermaye dağılımının değiştiği ve işgücü talebini arttırdığı elde edilmiş ve sonuç olarak bu durumun ekonomik büyümeyi ve gelir dağılımını etkilediği yönünde sonuçlar elde edilmiştir. En fakir beşte birlik kesimde finansal kalkınmanın gelir dağılımı üzerindeki uzun dönemli etkisi yaklaşık olarak %40 etkilediği ancak finansal kalkınmanın toplam ekonomik büyümede ki payının ise %60 olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Batuo vd. (2010) çalışmalarında, 22 Afrika ülkesi ekonomine yönelik olarak gelir eşitsizliği ve finansal gelişmişlik ilişkisini araştırmıştır. Söz konusu ülke grubuna ait 1990-2004 dönemi verileri kullanılarak GMM modelinden yararlanılmıştır. Ampirik bulgular, artan

finansal gelişmişliğin, gelir dağılımındaki eşitsizliği azalttığını göstermiştir. Elde edilen sonuç söz konusu ülkelerde adaletli gelir dağılımının sağlanması için önemli olduğu vurgulanmıştır.

Özdemir vd. (2011) çalışmalarında 15 geçiş ekonomisi üzerinde erinden onbeş ülke üzerine gelir eşitsizliği ile kişi başına gelir ilişkileri araştırılmıştır. 1992-2007 dönemini kapsayan veriler aracılığıyla yapılan analiz sonucu, söz konusu ülkelerde gelir eşitsizliği ile kişi başına gelir arasında pozitif eğimli doğrusal ilişkilerin var olduğu tespit edilmiştir.

Akbıyık (2012)'de geliştirmekte olan ve gelişmiş ekonomilerden oluşan 60 ülke için gelir dağılımı ve finansal gelişmişlik ilişkisini incelemiştir. 2000-2010 dönemi verileri kullanılarak panel veri metodundan faydalanılan çalışmada bulgular, finansal gelişmişlik ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkinin negatif ve lineer olduğunu göstermiştir. Diğer taraftan, gelişmiş ülke ekonomileri dışındaki diğer ülkelerde finansal gelişme ile gelir eşitsizliği ilişkisinin yönünün ters-U biçiminde olduğu elde edilmiştir.

Topuz (2013) çalışmasında 94 ülke ekonomisi için finansal gelişme ile gelir eşitsizliğini ilişkisini incelemiştir. 1995-2011 dönemi verileri kullanılarak dinamik panel veri metodunun kullanıldığı çalışmada ampirik sonuçlar gelişmişlik seviyesine göre değerlendirebilmek için çalışmada kullanılan ülkeler Dünya Bankası'nın gelir seviyesi sınıflandırmasına bağlı kalınarak ayrılmıştır. Bu ayırmda yüksek gelirli ülkeler, üst-orta gelirli ülkeler ve düşük ve düşük-orta gelirli ülkeler olmak üzere üç farklı gelir grubuna ayrılmıştır. Her üç ülke grubunda da ters-U eğrisi hipotezinin geçerli olduğu elde edilmiştir.

Park & Shin (2015) çalışmalarında, çoğunlukla geliştirmekte olan Asya ekonomilerinden oluşan 162 ülke için finansal gelişmişlik ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Söz konusu ülke grubuna ait 1960-2011 dönemi verileri aracılığıyla, panel veri analizi metodu uygulanmıştır. Çalışmada gelir eşitsizliğinin göstergesi olarak gini katsayısı, finansal gelişmişlik göstergesi olarak ise mevduat bankaları tarafından verilen özel kredilerin GSYH içindeki payı, GSYH'daki likit varlıkların oranı ve finans piyasası sermayesinin GSYH'daki payı verileri kullanılmıştır. Uygulamada kullanılan modelde finansal gelişmişliğin gelir eşitsizliğini etkilediği düşünülen kurumsal yapı derecesi, okullaşma oranı değişkenlerine yer verilmiştir. Ampirik bulgular, finansal gelişmişlik ile gelir eşitsizliği ilişkisinin derecesi ve yönünün ülkelere göre farklı sonuçlar gösterdiğini fakat gelir eşitsizliği ve finansal gelişmişlik arasındaki ilişkinin ters U biçiminde olduğunu göstermiştir.

Haan & Sturn (2016)'da 121 ülkeye ait 1975-2005 dönemi verileri aracılığıyla, finansal gelişme, bankacılık krizleri ve finansal serbestliğin gelir dağılımındaki adaletsizlik ile ilişkisini incelemiştir. Panel veri metodunun kullanıldığı çalışmada bulgular, adı geçen tüm finansal değişkenlerin gelir eşitsizliğini arttırdığı göstermiştir.

Jauch & Watzka (2016) çalışmalarında finansal gelişme ile gelir eşitsizliği ilişkisini 138 gelişmiş ve geliştirmekte olan ülke ekonomisi için incelemiştir. Söz konusu 138 ülkeye ait 1960-2008 dönemi verileri aracılığıyla panel veri analizinden yararlanan çalışmada bulgular söz konusu değişkenler arasında pozitif ilişkiye işaret etmiştir. Diğer bir ifadeyle, ampirik sonuçlar finansal gelişmenin gelir eşitsizliğini arttırdığı göstermiştir

Sehrawat & Giri (2016) çalışmalarında, finansal gelişme, yoksulluk ve gelir eşitsizliği ilişkisini Güney Asya ekonomileri için incelemiştir. 1990-2013 dönemi verileri ile panel veri

metodunun kullanıldığı çalışmada analiz sonuçları, finansal gelişme ve ekonomik büyümenin gelir eşitsizliğini artırdığını ancak yoksulluğu azalttığını göstermiştir. Ayrıca yapılan nedensellik analizi bulguları, kısa dönemde ekonomik büyümeden gelir eşitsizliğine Granger nedensellik olduğunu göstermiştir. Diğer taraftan finansal gelişme ve gelir eşitsizliğinden de yoksulluğa doğru Granger nedenselliğinin varlığını elde edilmiştir.

Younsi & Bechtini (2018)'de Brezilya, Hindistan, Rusya, Çin, Güney Afrika'dan oluşan BRICS ülkelerinde finansal gelişme, gelir dağılımındaki adaletsizlik ve ekonomik büyüme ilişkisini incelemiştir. Söz konusu ülke ekonomilerine ait 1995-2015 dönemi verileri ile panel veri yönteminden yararlanılan çalışmada bulgular, ilgili değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin mevcut olduğunu göstermiştir. Diğer taraftan finansal gelişme endeksinin gelir eşitsizliğini istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönde etkilediği görülmüştür. Ayrıca nedensellik analizi sonuçları ise finansal gelişme endeksinden gelir eşitsizliğine doğru tek yönlü Granger nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymuştur olduğu görülmüştür.

Kar & Kar (2019) çalışmalarında, BRICS ekonomileri için finansal gelişme ile gelir eşitsizliği ilişkisini araştırmıştır. 1990-2014 dönemi verileri aracılığıyla havuzlanmış ortalama grup (PMG) yönteminden yararlanılmıştır. İçselliği kontrol etmek adına, kişi başına düşen reel GSYH'nın büyüme oranı, beşeri sermaye endeksi ve GSYH içerisinde modern sektörün payı değişkenleri finansal gelişme göstergelerine ek olarak araç değişken olarak tercih edilmiştir. Gelir eşitsizliği değişkeni olarak gini katsayısının kullanıldığı çalışmada ampirik bulgular, BRICS ekonomilerinde artan finansal gelişmenin, gelir eşitsizliğini artırdığını göstermiştir. Başka bir deyişle uzun dönemde analiz sonuçları finansal gelişmenin, gelir dağılımında adaletli bozucu etkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur.

3. Ekonometrik Analiz

3.1. Model

Bu çalışmada, Uluslararası Para Fonu (IMF) tarafından hazırlanan ve finansal gelişmeyi ölçmeye yarayan finansal gelişme endeksi ile kişi başına düşen GSYİH bağımsız değişkenler olarak, gelir eşitsizliğini temsil eden gini katsayısı ise bağımlı değişken olarak modele dâhil edilmiştir. Veri setine yönelik açıklayıcı bilgilere Tablo 1'de yer verilmektedir. Ampirik analizlerde Gauss 19 ve Stata 14.2 ekonometri paket programlarından yararlanılmıştır.

Tablo 1: Değişkenlerin Tanımı

Değişkenler	Açıklama	Kaynak
LGN	Logaritmik Gini Katsayısı	Uluslararası Finansal İstatistikler, IFS, IMF Data
LFDI	Logaritmik Finansal Gelişme Endeksi	Uluslararası Finansal İstatistikler, IFS, IMF Data
LGDP	Logaritmik Kişi Başına Düşen GSYİH	Dünya Bankası, WDI

Tablo 1'de gösterilen ve logaritmik dönüşümleri yapılan değişkenlerle kurulan tam logaritmik model Denklem 1'de gösterilmektedir.

Model:

$$LGN_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}LFDI_{it} + \beta_{2i}LGDP_{it} + \varepsilon_{it}, (i= 1, \dots, 6 \text{ ve } t= 1988, \dots, 2016) \quad (1)$$

Modelde i ; kesit boyutunu ve t ; zaman boyutunu göstermektedir. Yapılan ampirik analizlere E7 ülkelerinden Brezilya, Çin, Endonezya, Meksika, Rusya ve Türkiye dahil edilmiştir. Veri yetersizliği sebebiyle Hindistan analiz dışında bırakılmıştır.

3.2. Yöntem

Bu çalışmada, verilerine ulaşılabilen E7 ülkeleri veri setleri ile dinamik panel ekonometrik tahminler yapılmaktadır. Gelir eşitsizliği ve finansal gelişme arasındaki ilişkiyi tahmin edebilmek için bu çalışmada ikinci nesil eşbütünleşme testlerinden olan ve Westerlund (2006) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme analizi uygulanmaktadır. Fakat bu eşbütünleşme analizi yapılmadan önce bazı ön testlere ihtiyaç duyulmaktadır. Bu ön testlerden biri, kesitler arasında bağımlılık olup olmadığının araştırılmasıdır. Değişkenlerde ve modelde kesitler arası bağımlılık olup olmadığına karar vermek için Breusch & Pagan (1980) LM (Lagrange Multiplier) testi, CD (Cross Section Dependency) testi ve CD_{LM} testi (Pesaran (2004) ile Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen LM_{adj} (Bias-Adjusted Cross Sectionally Dependence Lagrange Multiplier) testlerinden yararlanılmaktadır. Testin sıfır hipotezi " H_0 : Yatay kesit bağımlılığı yoktur" varsayımı üzerine kuruludur. Ampirik bulgulara göre, sıfır hipotezinin reddedilememesi durumunda modele birinci nesil panel birim kök testleri uygulamak gerekmektedir. Ancak, sıfır hipotezi reddedilir ve kesitler arası bağımlılığının olduğu tespit edilirse bu durumda da modele ikinci nesil panel birim kök testlerinin uygulanması gerekmektedir (Baltağı, 2008:284; Nazlıoğlu, 2010:142). Analizlerde yatay kesit bağımlılığının tespit edilmesi durumunda, bu sonucun göz önünde bulundurulması elde edilen analiz sonuçlarını önemli ölçüde etkilemektedir (Breusch & Pagan, 1980).

Yapılan analizler sonucunda, güncel ikinci nesil panel birim kök testlerinden biri olan ve yapısal kırılmaları dikkate alan Panel Fourier LM (Nazlıoğlu & Karul, 2017) Birim Kök Testinden yararlanılmaktadır. Yapısal kırılmalı birim kök testlerinin güvenilirliği için en önemli husus kırılma tarihlerinin, sayılarının ve formlarının isabetli bir şekilde önceden tespit edilebilmiş olmasıdır. Burada meydana gelebilecek güçlükler Fourier birim kök testleri ile aşılmaya çalışılmaktadır. Zira bu tip testler sadece sert kırılmalara değil kademeli (gradual) kırılmalara (yumuşak geçişlere) da izin vermektedir ve testin modellenmesi aşamasında kırılma formunun ve tarihlerinin önceden biliniyor olmasına gerek yoktur. Söz konusu testin boş hipotezi " H_0 : Birim kök vardır" varsayımı üzerine kuruludur.

Nazlıoğlu & Karul (2017), aşamalı yapısal değişimler, yatay kesit bağımlılığı ve heterojenite içeren bir panel LM testi önererek panel birim kök literatürünü ani olmayan kırılmalar ile genişletmektedir. Test prosedürü, yapısal kaymaların bir Fourier yaklaşımı ile modellendiği Enders & Lee (2012) tarafından geliştirilen zaman serisi LM testinin bir panel versiyonudur. Önerilen Fourier panel LM (bundan sonra FP-LM) testi, zaman serisi ve panel veri literatüründeki mevcut prosedürlere dayanmaktadır. Bireysel istatistiğin dağılımı sadece Fourier frekansına bağlıdır ve panel istatistiği standart bir normal dağılıma sahiptir. Testin küçük örneklem özellikleri, farklı veri üretme süreçleri için Monte Carlo simülasyonları ile incelenmiştir (Nazlıoğlu & Karul, 2017:3). Nazlıoğlu & Karul (2017) şu sonuca ulaşmışlardır:

- Zaman (T) ve yatay kesit (N) boyutlarından bağımsız olarak testin boyutu nominal boyuta yakındır.
- Testin gücü T veya N veya her ikisi de arttıkça artar.
- Test tutarlıdır.

Söz konusu testin boş hipotezi “birim kök vardır” varsayımı üzerine kuruludur. Bahsedilen bu boş hipotezi varsayımı altında test prosedürü şöyle açıklanmıştır;

$$y_{it} = \alpha_{i\lambda}(t) + r_{it} + \lambda_i F_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$r_{it} = R_{i,t-1}(t) + \mu_{it} \quad (3)$$

(2) ve (3) numaralı denklemlerde, r_{it} , rassal yürüyüş sürecini, F_t , gözlemlenemeyen ortak faktörü, λ_i , ağırlıkları temsil etmektedir ve denklemin deterministik terimi, zamanın bir fonksiyonu olan $\alpha_{i\lambda}(t)$ olarak tanımlanmaktadır. (4) numaralı denklem ise, \mathcal{X} , fourier frekans olmak üzere, $b_i \neq 0$ iken de sabit terimde ve trendde oluşacak, formu önceden bilinmeyen yapısal kırılmaların fourier sürecini göstermektedir.

$$\alpha_{i,t} = \alpha_i + b_i t + \sum_{k=1}^n \gamma_{ki} \sin\left(\frac{2\pi \mathcal{X} t}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \gamma_{ki} \cos\left(\frac{2\pi \mathcal{X} t}{T}\right), n \leq T/2 \quad (4)$$

Kesitler arası bağımlılığın varlığı halinde, (4) numaralı denklem,
 $Z_t = \left[1, \sin\left(\frac{2\pi \mathcal{X} t}{T}\right), \cos\left(\frac{2\pi \mathcal{X} t}{T}\right) \right]', \delta_i = [a_i b_i \gamma_{1i} \gamma_{2i}]'$, $\tilde{\delta}_i = \delta_i - \tilde{\delta} \tilde{\lambda}_i$ ve $\tilde{\lambda}_i = \frac{\lambda_i}{\lambda}$ olmak üzere ve ortak faktörün (F) yerini bağımlı değişkenin kesit ortalamasına (\bar{y}_t) bırakması suretiyle aşağıdaki forma dönüşmektedir (Nazlıoğlu & Karul, 2017:189-190);

$$y_{it} = \alpha_r(t) + \lambda_r \bar{y}_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Enders & Lee (2012) tarafından önerilen LM istatistiği;

$$\tau \tilde{I}(k) = \Phi'' / se(\Phi'')$$

$P_{LM}(k)$ panel istatistiği, k tane bireysel istatistiklerin ortalaması ile elde edilir ve

$$P_{LM}(k) = N^{-1} \sum_{k=1}^n \tau \tilde{I}(k)$$

şeklinde hesaplanır.

$T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ olduğu durumda yani Lindberg-Levy merkezi limit teoreminden, $P_{LM}(k)$, ortalama ξk ve varyans $\zeta^2(k)$ ile standart normal dağılıma yakınsayabilir. Yani;

$$Z_{LM}(\mathcal{X}) = \frac{\sqrt{N}(Pt(K) - \xi(\mathcal{X}))}{\zeta(\mathcal{X})} \sim N(0,1) \quad (5)$$

Denklemler elde edilir. Burada; $\xi(\mathcal{X})$ ve $\zeta\mathcal{X}, \mathcal{X}$. frekansdaki bireysel istatistiklerin sırasıyla ortalama ve varyansların ortalamasını ifade etmektedir ve bu değerler, kapalı form ifadesi mevcut değilse, test istatistiğinin sınırlayıcı dağılımına ilişkin Monte Carlo simülasyonu gerçekleştirilerek elde edilebilir (Westerlund, 2012).

Yapılması gereken bir diğer ön test ise eğim katsayılarının homojen mi yoksa heterojen mi olduğunun araştırılmasıdır. Eğim katsayılarının homojen ya da heterojen olması yapılacak olan eşbütünleşme testi için yol gösterici olacaktır. Yapılan test sonucunda, eğim katsayılarının heterojen olduğu tespit edilirse, heterojeniteyi dikkate alan eşbütünleşme analizlerinin yapılması gerekmektedir. Modelde eşbütünleşme denkleminin eğim katsayılarının homojen olup olmadığı; Pesaran & Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Eğim Homojenliği Testi ile incelenmektedir. Homojenite testinde sıfır hipotezi " H_0 : Eğim katsayıları homojendir" ve alternatif hipotez " H_1 : Eğim katsayıları heterojendir" şeklindedir. Homojenite testi, ülkelerden birinde gerçekleşen değişim ile diğer ülkelerin aynı düzeyde etkilenip etkilenmediğini test etmektedir.

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı ise yapısal kırılmaları dikkate alan, yatay kesit bağımlılığının olduğu ve olmadığı durumlarda kullanılabilen ve Westerlund (2006) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testi ile analiz edilmektedir. Söz konusu test, ikinci nesil eş bütünleşme testlerinden olup, kırılmaların yarattığı etkiyi göz önünde bulundurarak eşbütünleşme ilişkisini tahmin etmekte ve yapısal kırılmaları dikkate almayan eşbütünleşme testlerinden daha güvenilir bulgular sunmaktadır. Uygulanan eşbütünleşme testinin sıfır hipotezi " H_0 : Eşbütünleşme ilişkisi vardır" varsayımı üzerine kurulu olup; McCoskey & Kao (1998)'nin LM testine dayanmakta hem sabitte hem de trendde yapısal kırılmaları tespit etmeye olanak sağlamaktadır. Bu eşbütünleşme testi, açıklayıcı değişkenler arasında içsellik sorunu ve çoklu doğrusal bağlantı durumlarında istatistiksel olarak güçlüdür ve her kesit için farklı sayıda ve farklı tarihlerdeki kırılmalara izin vermektedir. Westerlund (2006) zaman ve yatay kesit boyutu olan yit değişkeni için aşağıdaki denklem sisteminden hareket etmektedir;

$$y_{it} = z'_{it}\gamma_{it} + x'_{it}\beta_i + e_{it}$$

$$e_{it} = r_{it} + u_{it}$$

$$r_{it} = r_{it-1} + \Phi u_{it}$$

Burada $x_{it} = x_{it-1} + \mathcal{V}_{it}$ K boyutlu açıklayıcı değişken vektörü, z_{it} ise deterministik bileşenler vektörüdür. j ile gösterilmekte olan indeks $j=1, \dots, M_t+1$ yapısal kırılmaları işaret etmektedir ve T_{1j}, \dots, T_{iM_t} dönemlerinde ortaya çıkmaktadır. Yapısal kırılma tarihleri Bai & Perron (1998)'un kalıntı karelerinin toplamının global minimizasyonu yöntemi ile veriden içsel olarak elde edilmektedir.

$$T_1^* = \operatorname{argmin}_{T_i} \sum_{j=1}^{M_t+1} \sum_{t=T_{j-1}+1}^{T_{ij}} (y_{it} - z'_{it}\gamma^*_{it} - z'_{it}\beta^*_{i1})^2$$

$w^*_{i1,2} = w^*_{i1,1} - w^*_{i22}\varphi^*_{i22}w^*_{i21}$ ve $S_{it} = \sum_{k=T_{j-1}+1}^t e^*_{ik}$ şeklinde tanımlandığında panel LM test istatistiği,

e_{ik} tahmininde DOLS veya FMDOLS tercih edilebilmektedir. Testte sıfır hipotez tüm yatay kesitlerde eşbütünleşmenin varlığı, alternatif hipotez ise bazı kesitlerde eşbütünleşmenin geçersiz olduğu biçimindedir.

$$H_0: \phi_i = 0 \text{ tüm } i = 1, \dots, N$$

$$H_0: \phi_i \neq 0 \text{ tüm } i = 1, \dots, N_1 \text{ ve } \phi_i \neq 0, i = N_1 + 1, \dots, N,$$

Yatay kesit bağımlılığının varlığı durumunda kritik değerler bootstrap dağılımından elde edilmektedir (İlgin, 2016:78). Değişkenlerin eşbütünleşme katsayıları ise heterojenlik varsayımı üzerine kurulu, yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran ve Eberhardt & Bond (2009) tarafından ileri sürülen AMG tahmicisi kullanılarak tahmin edilmiştir.

3.3. Analiz ve Bulgular

Yatay kesit bağımlılığı testleri, serilerin birim kök içerip içermediğini, birinci nesil mi yoksa ikinci nesil testlerle mi sınamanın doğru olacağına karar vermeye ve eşbütünleşme testinin yine birinci nesil mi yoksa ikinci nesil testlerle mi sınamanın doğru olacağına karar vermeye yardımcı olmaktadır. Tablo 2’de E7 ülkeleri için değişkenlerin ve eşbütünleşme denkleminin yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 2: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Değişkenler	LGN		LFDI		LGDP	
	İst. Değeri	Olasılık Değeri	İst. Değeri	Olasılık Değeri	İst. Değeri	Olasılık Değeri
CD _{lm1} (BP,1980)	29.458**	0.014	73.889***	0.000	30.199**	0.011
CD _{lm2} (Pesaran, 2004)	2.640***	0.004	10.752***	0.000	2.775***	0.003
CD _{lm3} (Pesaran, 2004)	-2.975***	0.001	-0.815	0.208	-3.431***	0.000
LM _{adj} (PUY, 2008)	35.058***	0.000	8.857***	0.000	15.845***	0.000
Eşbütünleşme Denklemi						
	İstatistik Değeri		Olasılık Değeri			
CD _{lm1} (BP,1980)	64.157***		0.000			
CD _{lm2} (Pesaran, 2004)	8.975***		0.000			
CD _{lm3} (Pesaran, 2004)	1.866**		0.031			
LM _{adj} (PUY, 2008)	11.508***		0.000			

*Not: Sabitli model kullanılmıştır. “***” işareti %1 ve “**” işareti %5 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.*

Tablo 2’de yer alan yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarına göre %1 anlamlılık düzeyinde (LM_{adj}) kesitler arası bağımlılık olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen sonuca göre, bir ülkede ortaya çıkan makroekonomik bir şokun diğer ülkeleri de etkileyeceği söylenebilmektedir.

Yatay kesit bağımlılığı test sonuçları, ikinci nesil panel birim kök testlerinden olan Nazlıoğlu & Karul (2017) tarafından ileri sürülen, yapısal kırılmaları dikkate alan ve kesitler arası bağımlılığa izin veren Panel Fourier LM birim kök testini uygulamaya olanak sağlamaktadır. Tablo 3’te her bir değişkenin Panel Fourier LM birim kök test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3: Panel Fourier Lm Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	LGN			LFDI			LGDP		
	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3
Brezilya	-2.498	-0.808	-0.809	-1.227	-0.062	-0.506	-1.192	-1.165	-2.040
Çin	0.406	-2.120	-1.325	-1.363	-3.277	-2.607	-0.672	1.055	-0.785
Endonezya	-2.380	-3.603	-2.253	-1.161	0.162	0.103	-2.299	0.103	0.201
Meksika	-1.747	-0.824	-1.843	-1.158	-1.310	-0.789	-1.905	-2.563	-2.188
Rusya	-1.310	0.405	-0.249	0.544	-0.153	0.769	-0.234	0.437	1.730
Türkiye	-1.401	0.410	1.031	-1.779	-1.604	-1.816	-1.943	-1.390	-1.313
Panel Sonuçları									
Z_{LM} (İst. Değeri)	5.832	3.803	4.347	7.682	3.970	4.722	6.285	5.502	1.982
p- değeri	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Panel Fourier LM birim kök testi sonuçlarında E7 ülkelerinde bağımlı ve bağımsız değişkenlerin seviyede birim kök içerdiği bulgusu elde edilmiştir. Dolayısıyla bu durum, eşbütünleşme testinin yapılabileceğine işaret etmektedir. Ancak, öncelikle Denklem (1)'in eşbütünleşme katsayılarının homojen olup olmadığına karar vermek gerekmektedir. Tablo 4'de homojenite test sonuçları bulunmaktadır.

Tablo 4: Eğim Homojenliği Test Sonuçları

Testler	Model	
	Test İst.	Olasılık Değeri
Delta Tilde	6.161*	0.000
Delta Tilde _{adj}	6.507*	0.000

Not: “*” %1 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir.

Tablo 4'te yer alan sonuçlara göre, Delta testlerinde modelin homojen olduğu üzerine kurulu H_0 hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilerek E7 ülkelerinde kurulan modelin eşbütünleşme katsayılarının heterojen olduğuna karar verilmiştir. Bu durum, finansal gelişme ve kişi başına düşen GSYİH'da meydana gelen bir değişikliğin gelir eşitsizliği göstergeleri üzerindeki etkisinin ülkeden ülkeye farklılık gösterdiğini ortaya koymaktadır.

Değişkenlerin seviyede birim kök içermesi, çoklu yapısal kırılmalara izin veren, yatay kesit bağımlılığını ve heterojeniteyi dikkate alan Westerlund (2006) panel eşbütünleşme testinin uygulanmasına olanak sağlamaktadır. Tablo 5'te E7 ülkeleri için yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 5: Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları

	LM Test İstatistiği	Asimptotik Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
Yapısal Kırılmasız Model			
<i>Sabitli</i>	10.424	0.000	0.010
<i>Sabit ve Trendli</i>	7.921	0.000	0.090
Yapısal Kırılmalı Model			
<i>Sabitli</i>	-2.967	0.998	0.820
<i>Sabit ve Trendli</i>	52.675	0.000	0.590
Kırılma Tarihleri			
	<i>Sabitli Model</i>	<i>Sabit ve Trendli Model</i>	
Brezilya	1998-2003-2008	2000-2011	
Çin	1992-1997-2002	1995-2001-2007	
Endonezya	1992-2004-2010	1994-2002-2010	
Meksika	1992-2001-2009	1993-2000-2007	
Rusya	1992-2011	1992-1997-2007	
Türkiye	1999-2005-2010	1993-2003-2011	

Not: Bootstrap olasılık değerleri 100 tekrarlı dağılımdan elde edilmiştir. Asimptotik olasılık değerleri, standart normal dağılımdan elde edilmiştir. Gecikme ve öncül 1 olarak alınmıştır.

Yapılan eşbütünleşme test sonuçlarına göre, serilerde yatay kesit bağımlılığı olduğundan bootstrap kritik değerleri dikkate alınmakta ve eşbütünleşme ilişkisinin varlığı üzerine kurulu H_0 hipotezi %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde reddedilememektedir. Dolayısıyla, yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonucunda değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu bulgusu elde edilmiştir. Ayrıca Tablo 5'te ülkeler bazında kırılma tarihleri sunulmaktadır. Kırılma tarihleri incelendiğinde, ülkelerin genelinde 2008 küresel finans krizinin ve 1994 Doğu Asya mali krizinin etkisi dikkat çekmektedir.

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin tespit edilmesinden sonra, eşbütünleşme katsayıları, heterojeniteyi ve kesitler arası bağımlılığı dikkate alan Eberhardt & Bond (2009) tarafından geliştirilen AMG tahmincisi kullanılarak tahmin edilmiştir. E7 ülkelerinin eşbütünleşme katsayıları tahmin sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 6: Eşbütünleşme Katsayıları Tahmini (AMG)

	β_1			β_2		
	Katsayı	Std. Hata	p-değeri	Katsayı	Std. Hata	p-değeri
AMG	0.005	0.083	0.950	-0.017	0.025	0.505
Ülke Sonuçları						
Brezilya	-0.228*	0.021	0.000	-0.102*	0.010	0.000
Çin	0.317*	0.035	0.000	0.058*	0.005	0.000
Endonezya	0.168*	0.043	0.000	0.044*	0.002	0.000
Meksika	-0.117*	0.020	0.000	-0.058*	0.006	0.000
Rusya	0.009*	0.002	0.000	0.005	0.003	0.149
Türkiye	-0.117*	0.007	0.000	-0.051*	0.002	0.000

Not: “” işareti %1 düzeyinde istatistiki anlamlılığı göstermektedir. β_1 ile Logaritmik Finansal Gelişme Endeksinin katsayısı, β_2 ile Logaritmik Kişi Başına Düşen GSYİH katsayısı ifade edilmektedir.*

Tablo 6’da yer alan sonuçlara göre finansal gelişme ve kişi başına düşen gelir değişkenlerinin eşbütünleşme katsayıları anlamsız bulunmuş ve söz konusu ülke grubuna ait değişkenlerin birlikte hareket etmediği bulgusuna ulaşılmıştır. Bulgular ülke bazında incelendiğinde, finansal gelişmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisinin 6 ülkenin tamamında istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Buna göre, Brezilya, Meksika ve Türkiye’de finansal gelişme endeksinde %1’lik bir artış bu ülkelerde gelir eşitsizliğini sırasıyla %0.22; %0.11 ve %0.11 azaltmaktadır. Ancak Çin, Endonezya ve Rusya’da finansal gelişme endeksinde %1’lik bir artış gelir eşitsizliğini sırasıyla %0.31; %0.16 ve %0.009 arttırmaktadır. Kişi başına düşen gelirin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi incelendiğinde, eşbütünleşme katsayısının Rusya dışındaki tüm ülkelerde istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulgusu tespit edilmiştir. Elde edilen bulgular, Brezilya, Meksika ve Türkiye’de kişi başına gelirden %1’lik bir artışın bu ülkelerde gelir eşitsizliğini sırasıyla %0.10; %0.06 ve %0.05 azalttığını göstermektedir. Ancak bulgular, Çin ve Endonezya’da kişi başına düşen gelirden %1’lik bir artışın gelir eşitsizliğini sırasıyla %0.06 ve %0.04 arttırdığını işaret etmektedir. Bu sonuçlar Clarke vd. (2006), Beck vd. (2007), Batuo vd. (2010) ve Akbıyık (2012) çalışmaları ile uyumludur.

4. Sonuç ve Değerlendirme

1970’li yıllarda McKinnon & Shaw tarafından ileri sürülen finansal serbestleşme, günümüze dek gelişerek tüm dünyada önemli ekonomik sonuçlara sebep olmuştur. Finansal sistemin varlığı başlangıçta, tasarruf fazlası olan bireyler ile tasarruf açığı olan bireyleri bir araya getirmek olmasına rağmen günümüzde özellikle bilgi-iletişim teknolojisindeki gelişmeler ile birlikte çok fonksiyonlu hale gelmiştir. Küreselleşme ile birlikte mal ve hizmet ticaretinin yanında, sermayenin önündeki engellerin en aza inmesiyle sermayeye ulaşımında kolaylıklar meydana gelmiştir. Sermayenin en önemli hareket noktasını oluşturan pozitif reel faizin mevcut olduğu ülkeler, sermaye hareketliliğinden olumlu yönde etkilenmiştir. Ancak kimi ülkelerde bu durum bir takım olumsuz ekonomik sonuçları meydana getirmiştir. Bu çalışmada yükselen piyasa ekonomileri arasında yer alan, yüksek ticaret hacmine sahip olan E7 ülkelerinde, finansal gelişmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi incelenmiştir. Kontrol değişkeni olarak Özdemir vd. (2011)’de de tercih edilen kişi başına gelirin kullanıldığı çalışmada bulgular panel geneli

için uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Eşbütünleşme tahminci sonuçları incelendiğinde, panel geneli için istatistikî olarak anlamlı sonuçlar bulunamamasına rağmen, ülke bazında istatistikî olarak anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. Buna göre, finansal gelişmede meydana gelen %1'lik bir artış %1 anlamlılık seviyesinde gelir eşitsizliğini Brezilya'da 0.228, Meksika'da 0.117, Türkiye'de 0.117 oranında azaltırken; Çin, Endonezya ve Rusya'da ise sırasıyla 0.317, 0.168, 0.009 oranında artırmaktadır. Diğer taraftan gelirden meydana gelen %1'lik bir artış %1 anlamlılık seviyesinde gelir eşitsizliğini Brezilya'da 0.102, Meksika'da 0.058, Türkiye'de 0.051 oranında azaltırken; Çin ve Endonezya'da ise sırasıyla 0.058, 0.044 oranında artırmaktadır. Rusya'da ise gelirin, gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi istatistikî olarak anlamlı bulunmamıştır.

Literatürde, finansal gelişmenin, gelir eşitsizliğini olumlu yönde etkilediği çalışmalar olduğu gibi, tersi sonuçlarında mevcut olduğu görülmektedir. Dolayısıyla bu çalışmada elde edilen bulgular, literatürde yer alan finansal gelişme ve gelir eşitsizliği çalışmalarına, ülke bazında farklı sonuçlar ortaya koyarak katkıda bulunmaktadır. Dünyada önemi son yıllarda giderek artan başta Çin ve Hindistan gibi ülkelerde, finansal araç çeşitliliğinin artırılması ve dünya ticaretinde söz sahibi olmaları rekabet açısından önemli görülmektedir. Söz konusu ülkelerin, finansal piyasalarda da önemli aktörler haline gelip dünya refah düzeyini üst seviyelere çıkarmaları, finansal piyasaların ülke ekonomilerinde artan ağırlığı nedeniyle önemli görülmektedir. Diğer yandan, finansal gelişmenin, gelir eşitsizliğini olumsuz yönde etkilediği Çin, Endonezya ve Rusya ekonomilerinin, finansal derinlik kazanmaları gerektiği ve böylece söz konusu negatif etkinin, literatürde yer alan "ters U" etkisi özelliği gösterip tekrardan olumlu etkiye dönüşmesi sağlanmalıdır. Bu anlamda, ilgili ülke politika yapımcılarının, söz konusu ülkelerde finansal okur-yazarlık seviyesini artırma, finansal araç çeşitliliğini artırma, finansal sektörde işlem yapma maliyetlerini minimize etme gibi adımlar atması gerekmektedir. Bundan sonra yapılacak olan finansal gelişme ve gelir eşitsizliği ilişkisi çalışmalarında, farklı gelişmişlik düzeylerine sahip ülke grupları karşılaştırılabilir. Bu çalışmada yapılan ekonometrik analizlere ek olarak, gelir eşitsizliği, finansal gelişme ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında nedensellik analizleri ile çalışmalar zenginleştirilebilir. Ayrıca seçilen ülke gruplarında uygulanan finansal sistemler ile ilgili politika karşılaştırmaları yapılarak, gelir eşitsizliğini azaltacak politika önerilerinde bulunulabilir.

Araştırmacıların Katkı Oranı

Sena TÜRKMEN, çalışmada Model ve Yöntem, Analiz ve Bulgular bölümlerinde ve (veri toplama, analiz vs. gibi) aşamalarında katkı sağlamıştır. Sefa ÖZBEK, çalışmada Özet, Teorik Çerçeve ve Literatür araştırması bölümlerinde katkı sağlamıştır. 1. yazarın katkı oranı: %50, 2. yazarın katkı oranı: %50.

Kaynakça

- Acar, İ. (2015). Türkiye'de gelir dağılımı. *Emek ve Toplum Dergisi*, 4(8), 43-59.
- Afşar, A. (2007). Finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (36), 188-198.
- Ağır, H. (2009). Türkiye'de finansal liberalizasyon ve finansal gelişme ilişkisinin ekonometrik analizi. Ankara: BDDK Kitapları, No: 8.

- Akbiyık, C. (2012). Cross country evidence on financial development-income inequality link (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Ortadoğu Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Argun, A. İ. (2016). Gelişmekte olan ülkelerde finansal gelişme ve gelir eşitsizliği. *Sosyal Bilimler Dergisi/Journal of Social Sciences*, 40(1), 61-74.
- Bai, J. & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66, 47-78.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Batuo, M. E., Guidi, F. & Mlambo, K. (2010). Financial development and income inequality: Evidence from African countries. MPRA Paper No. 25658, 153-175.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. & Levine, R. (2007). Finance, inequality and the poor. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27-49.
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Canavire-Bacarreza, G. J. & Rioja, F. K. (2008). Financial development and the distribution of income in Latin America and the Caribbean. IZA Discussion Paper No. 3796, 1-18.
- Clarke, G. R., Xu, L. C. & Zou, H. F. (2006). Finance and income inequality: What do the data tell us?. *Southern Economic Journal*, 578-596.
- Destek, M. A., Okumuş, İ. & Manga, M. (2017). Türkiye’de finansal gelişim ve gelir dağılımı ilişkisi: Finansal Kuznets Eğrisi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 18(2), 153-165.
- Eberhardt, M. & Bond, S. (2009). Cross-section dependence in nonstationary panel models: A novel estimator. MPRA Paper No. 17692, 1-26.
- Enders, W. & Lee, J. (2012). A unit root test using a fourier series to approximate smooth breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574-599.
- Galor, O. & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, 60(1), 35-52.
- Greenwood, J. & Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth and the distribution of income. *Journal of Political Economy*, 98(5), 1076-1107.
- De Haan, J. & Sturm, J. E. (2017). Finance and income inequality: A review and new evidence. *European Journal of Political Economy*, 50, 171-195.
- İlgün, M. F. (2016). Mali sürdürülebilirlik: OECD ülkelerine yönelik panel veri analizi. *Ataturk University Journal of Economics & Administrative Sciences*, 30(1), 69-91.
- Jauch, S. & Watzka, S. (2016). Financial development and income inequality: A panel data approach. *Empirical Economics*, 51(1), 291-314.
- Kar, B. B. & Kar, M. (2019). Finansal gelişme ve gelir eşitsizliği: BRICS ekonomileri için dinamik heterojen bir yaklaşım. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(1), 27-46.
- Levine R., Loayza N. & Beck T. (2000). Financial intermediation and growth: Causality and causes. *Journal of Monetary Economics*, 46(1), 31-77.
- Mccoskey, S. & Kao, C. (1998). A residual-based test of the null of cointegration in panel data. *Econometric Reviews*, 17(1), 57-84.
- Mckinnon, R. I. (1973). *Money and capital in economic development*. Washington: Brookings Institution.
- Nazlıoğlu, Ş. (2010). Makro iktisat politikalarının tarım sektörü üzerindeki etkileri: Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için bir karşılaştırma (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Erciyes Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.

- Nazlıoğlu, S. & Karul, C. (2017). Panel LM unit root test with gradual structural shifts. 40th International Panel Data Conference, July 7-8, Thessaloniki, Greece, 1-26.
- Özdemir, D., Emsen, Ö. S., Gençer, A. H. & Kılıç, C. H. (2011). Ekonomik büyüme ve gelir dağılımı ilişkileri: Geçiş ekonomileri deneyimi. International Conference on Eurasian Economies, 440-447.
- Öztürk, N., Barışık, S., & Darıcı, H. K. (2010). Gelişmekte olan piyasalarda finansal derinleşme ve büyüme ilişkisi: Panel veri analizi. Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, 6(12), 95-119.
- Palley, T. (2007). Financialization: What it is and why it matters. Washington: The Levy Economics Institute and Economics for Democratic and Open Societies.
- Park, D. & Shin, K. (2017). Economic growth, financial development, and income inequality. Emerging Markets Finance and Trade, 53(12), 2794-2825.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. University of Cambridge, Discussion Paper No. 1240, 435.
- Pesaran, M. H. & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. Journal of Econometrics, 142(1), 50-93.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. The Econometrics Journal, 11(1), 105-127.
- Rajan, R. G. & Zingales, L. (2003). The great reversals: The politics of financial development in the twentieth century. Journal of Financial Economics, 69(1), 5-50.
- Sehrawat, M. & Giri, A. K. (2016). Financial development, poverty and rural-urban income inequality: Evidence from south asian countries. Quality & Quantity, 50(2), 577-590.
- Shahbaz, M., Loganathan, N., Tiwari, A. K. & Sherafatian-Jahromi, R. (2014). Financial development and income inequality: Is there any financial Kuznets curve in Iran?. Springer, 1-27.
- Shaw, E. S. (1973). Financial deepening in economic development. New York: Oxford University Press.
- Şahin, D. (2018). Gelişmiş ülkelerde finansal gelişme ve gelir eşitsizliği ilişkisi. Iğdır University Journal of Social Sciences, 15, 299-322.
- Topuz, S. G. (2013). Finansal gelişme sürecinde gelir eşitsizliği: Bir panel veri analizi (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Üzar, U. (2019). Kapitalizmin finansallaşma sürecinde önemli bir sorun olarak işsizlik: Tartışma ve analiz. Siyasal: Journal of Political Sciences, 28(1), 73-97.
- Westerlund, J. (2006). Testing for panel cointegration with multiple structural breaks. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 68(1), 101-132.
- Yanar, R. & Şahbaz, A. (2013). Gelişmekte olan ülkelerde küreselleşmenin yoksulluk ve gelir eşitsizliği üzerindeki etkileri. Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 8(3), 55-74.
- Younsi, M. & Bechtini, M. (2018). Economic growth, financial development and income inequality in BRICS countries: Evidence from panel granger causality tests. MPRA Paper No. 85182, 1-16.

EXTENDED SUMMARY

Research Questions & Purpose

The relationship between financial development and income inequality in the new globalization period is examined for the E7 country group. In the study, which included Brazil, China, Indonesia, Mexico, Russia and Turkey, India was excluded from the analysis due to lack of data. The aim of this study is to determine the effect of increasing financial development with the new globalization period on income inequality in E7 countries, which attract attention with their increasing production volume and high growth rates in the last 20 years and have an important place in the world trade volume and are expected to be in the future. The main motivation of the study is the fact that no study has been conducted on the country group and period in question in the relevant literature. This study aims to fill this gap in the literature.

Literature Review

In this study, dynamic panel data analysis was used as an empirical method. Therefore, in the literature research, current studies that conduct research with panel data method are included in order to interpret the study findings and compare them with other studies. When the previous studies on the relationship between financial development and income inequality are examined, it is observed that the results differ according to the country group and period. It is observed that the results differ in countries that have gained depth in financial development and in countries where financialization experience has not yet matured. In the literature, Younsi & Bechtini (2018) examined the relationship between financial development, inequality in income distribution and economic growth in the BRICS countries consisting of Brazil, India, Russia, China, and South Africa. In the study, using the data of the 1995-2015 period of the mentioned countries' economies and the panel data method, the findings showed that there is a long-term relationship between the relevant variables. On the other hand, it has been observed that the financial development index has a statistically significant and positive effect on income inequality. In addition, the results of the causality analysis revealed the existence of a one-way Granger causality relationship from the financial development index to income inequality. Another study was conducted by Profit & Profit (2019) in BRICS economies. The Pooled Mean Group (PMG) method was used in the study investigating the relationship between financial development and income inequality through the data of the 1990-2014 period. In order to control the internality, the growth rate of real GDP per capita, the human capital index and the share of the modern sector in GDP variables are preferred as instrument variables in addition to financial development indicators. In the study, in which the gini coefficient was used as the income inequality variable, empirical findings showed that increasing financial development in BRICS economies increased income inequality. In other words, the results of the long-term analysis revealed that financial development has a distorting effect on income distribution. As seen in studies on similar country groups in Younsi & Bechtini (2018) and Kar & Kar (2019) studies, it is seen that there is no common result in the literature (Sehrawat & Giri, 2016; Jauch & Watzka, 2016; Haan & Sturn, 2016). In this study, the relationship between financial development and income inequality in the new globalization period is revealed with the current period data set by using current panel data methods.

Methodology

In this study, dynamic panel econometric estimations are made with the data sets of E7 (Brazil, China, Indonesia, Mexico, Russia and Turkey) countries whose data can be accessed. The period of 1988-2016 was chosen as the analysis period. The data of these countries were obtained from International Financial Statistics (IFS-IMF Data) and the World Bank database. In this period, it is seen that globalization has deepened with the commercial liberalization and then the widespread financial liberalization. In order to estimate the relationship between income inequality and financial development, panel cointegration analysis with multiple structural breaks, which is one of the second generation cointegration tests and developed by Westerlund (2006), is applied in this study. In this test, cross-sectional dependency is taken into account.

Results and Conclusions

When the cointegration estimator results were examined, although statistically significant results were not found for the panel in general, statistically significant results were obtained on the country basis. Accordingly, a 1% increase in financial development reduces income inequality by 0.228% in Brazil, 0.117% in Mexico and 0.117% in Turkey at the 1% significance level; In China, Indonesia and Russia, it increases by 0.317%, 0.168% and 0.009%, respectively. On the other hand, a 1% increase in income reduces income inequality by 0.102% in Brazil, 0.058% in Mexico and 0.051% in Turkey at the 1% significance level; In China and Indonesia, it increases by 0.058% and 0.044%, respectively. In Russia, the effect of income on income inequality was not found statistically significant. In this sense, the policy makers of the relevant countries should take steps such as increasing the level of financial literacy, increasing the variety of financial instruments, and minimizing the costs of transacting in the financial sector.