

Gelişmiş Ülkelerde Finansal Gelişme ve Gelir Eşitsizliği İlişkisi

DİLEK ŞAHİN^a

Geliş Tarihi: 23.06.2018 | Kabul Tarihi: 08.08.2018

Öz: Bu çalışmada, 15 gelişmiş ülkede 1995-2014 dönemleri arasında finansal gelişme, ticari açıklık ve ekonomik büyümenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi analiz edilmiştir. Analizde yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran yeni nesil panel veri yöntemleri kullanılmıştır. Çalışmada, ilk olarak değişkenlerde ve modelde yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı araştırılmıştır. Daha sonra homojenlik testi uygulanmıştır. Serilerin durağanlık koşulu CADF birim kök testiyle incelenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki Westerlund ve Edgerton (2007) testiyle analiz edilmiştir. Panel eşbütünleşme testi sonucunda, finansal gelişme, ticari açıklık, ekonomik büyüme ve gelir eşitsizliği arasında uzun dönemli ilişki olduğu görülmüştür. Dumitrescu-Hurlin Granger nedensellik testinde; finansal gelişmeden gelir eşitsizliğine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür. Ekonomik büyüme, ticari açıklık ile gelir eşitsizliği arasında herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır.

Anahtar Kelimeler: Gelişmiş ülkeler, finansal gelişme, ticari açıklık, ekonomik büyüme, gelir eşitsizliği.

^a Cumhuriyet Üniversitesi Turizm Fakültesi Turizm İşletmeciliği Bölümü
dilek58sahin@hotmail.com

The Relation between Financial Development and Income Inequality in Developed Countries

Abstract: In this study, the impact of financial development, trade openness and on income inequality was analyzed from 1995-2014 for 15 developed coeconomic growthuntries. In the analysis, new generation panel data methods are used considering horizontal section dependency. In the study, first, it was investigated whether there is a horizontal section dependency in variables and model. Then a homogeneity test was applied. The series of stationarity was investigated by the CADF unit root test. The long-run relationship between variables was analyzed by Westerlund and Edgerton (2007) cointegration test. As a result of panel cointegration tests it is concluded that there is a cointegration relationship between financial development, trade openness, economic growth and income inequality. It is seen that there is a one-way causality relationship from financial development to income inequality in Dumitrescu-Hurlin Granger Causality Test. There is no causal relationship between economic growth, trade openness and income inequality.

Keywords: Developed countries, financial development, trade openness, economic growth, income inequality.

© Şahin, Dilek "Gelişmiş Ülkelerde Finansal Gelişme ve Gelir Eşitsizliği İlişkisi." *Iğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi* 15 (2018), 299-322.

Giriş

Literatürde; etkin, iyi işleyen bir finansal sistemin uzun vadeli ekonomik büyümede öncü olduğu kabul edilmektedir. Schumpeter (1911), bankaların finansal aracılık yoluyla tasarrufların tahsisini etkilediğini ve böylelikle verimlilik, teknolojik değişim ve ekonomik büyümeyi etkileyerek ekonomik büyümede önemli bir rol üstlendiğini ifade etmiştir (Sehrawat ve Giri, 2016a: 1000). Finansal gelişme, finansal aracılık hizmetlerinin nicelik, nitelik ve verimliliğindeki iyileşmeleri gösteren bir süreç olarak ifade edilmektedir. Esasında bu süreç, çok sayıda kurum ve faaliyetlerini birbiri ile olan etkileşimini kapsamaktadır. Finansal sistemler, yeni teknolojilerin yayılması ve sermaye birikiminin gerçekleşebilmesi için fon tedariki görevini gerçekleştirmesi sayesinde ekonomik büyüme sürecinde son derecede önemlidir.

Finansal sistemin fonksiyonları; ticareti kolaylaştırmak, riskten korunma, çeşitlendirme ve riskin birleştirilmesi, kaynakların tahsisi, kurumsal kontrolün sağlanması, tasarrufları mobilize etme ve mal-hizmet alışverişini (mübadele) kolaylaştırmak olarak sıralanabilir (Levine, 1997:691). Finansal sektörün gelişimi ve doğru yönetimi ekonomik büyümenin daha hızlı ve sürdürülebilir olmasına farklı kanallardan yardımcı olur. Bunları şu şekilde sıralamak mümkündür: (i) finansal kaynaklara kolay erişim istihdam olanaklarını artırarak düşük gelirli kesimlerin gelirini doğrudan artıran yatırım faaliyetlerini artırır. (ii) Finansal kaynaklara kolay erişimin eğitim, sağlık gibi ekonomik gelişimi sağlayan beşeri sermayeye nüfusun düşük gelirli bireylerinin ulaşımı için fırsat sunar. (iii) Finansal gelişme gelir ve refah eşitsizliğini azaltarak gelir eşitsizliği nedeniyle ortaya çıkan benzeri sorunları azaltır. (iv) Finansal sektördeki gelişim enflasyonun yüksek olduğu dönemlerde finansal kaynaklara kolay erişim yoluyla yüksek gelirli grubun gelirini koruyabilir (Shahbaz vd., 2014: 3). Ayrıca, finansal gelişme gelir eşitsizliğini; ekonomik büyümeyi ve ekonomik büyümeyi etki-

leyen sermaye faktörünü harekete geçirir. Finansal gelişmeyle birlikte düşük gelirli bireylerin finansmana erişimi kolaylaşır ve özellikle düşük gelir grubundaki kişilerin yeni iş kurmalarına yardımcı olarak istihdam fırsatı sağlar. Artan istihdam gelirin ve gelir eşitsizliğinin azalmasına yardımcı olur (Shahbaz vd., 2014: 3-4).

Gelir dağılımı, bir ülkede belirli bir dönemde elde edilen milli gelirin bireyler, toplumsal gruplar, bölgeler veya üretim unsurları arasındaki dağılımına denilmektedir. Tanımda da anlaşılacağı üzere, bu bağlamda bölgesel, sektörel, fonksiyonel ve kişisel gelir dağılımı olarak dört temel gelir dağılımından bahsedilebilir (Acar, 2015: 44). Başka bir ifadeyle gelir dağılımı, bir ekonomide belirli bir dönemde ortaya çıkan gelirin kişiler, toplumsal gruplar ve üretim faktörleri arasındaki bölüşümüdür. Günümüzde, gelir dağılımı adaletsizliği hem ulusal hem uluslararası düzeyde ülkelerin karşı karşıya kaldığı önemli sorunlardan biridir. Gelir dağılımında ortaya çıkan artışın, ekonomik büyüme ve makroekonomik istikrar üzerinde önemli etkilerinin olduğu kabul edilmektedir. Çünkü ülkeler arasında ve ülke içinde gelir düzeyi arasındaki uçurum bireylerin en temel ihtiyaçlarından bile yoksun kalmasına neden olabilir. Gelir dağılımı içinde yaşanan toplumun sosyal ve politik yapısını anlama ve açıklama imkânı sağlamaktadır. Ayrıca gelir dağılımı gelir eşitsizlikleri ile sosyal ve ekonomik kurumlar arasında nasıl bir ilişkinin olduğunu, zengin ve yoksul kesim arasındaki gelir farklılığının zaman içindeki değişimini ve gelir eşitsizliğindeki değişiminin kaynak dağılımı, sermaye birikimi ve ekonomik büyüme üzerindeki etkisini ortaya koyar. Gelir eşitsizliğinin ölçülmesinde kullanılan göstergelerden biri Gini katsayısıdır. Gini katsayısı 0 ile 1 arasında bir değer almakta ve bir toplumda gelir adaletli olarak dağılıyorsa Gini katsayısı 0 değerini almakta, toplumdaki gelirler sadece bir kişi tarafından alınmışsa Gini katsayısı 1'e eşit olmaktadır.

Finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi açıklayan; Galor ve Zeira (1993), Banerjee ve Newman (1993) ve

Greenwood ve Jovanovic (1990) tarafından ileri sürülen üç temel teorik görüş bulunmaktadır. İlk ikisi; daha gelişmiş finansal piyasaların gelir eşitsizliğinde bir azalmaya yol açtığını öngörürken, üçüncüsü; finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasında ters U şeklinde bir ilişkinin olduğunu ileri sürmektedir (Jauch ve Watzka, 2012: 7). Galor ve Zeira (1993), Banerjee ve Newman (1993) modellerinde finansal gelişmişlik düzeyi arttıkça gelir eşitsizliğinin azalacağını ileri süren negatif doğrusal hipotez modellenmiştir.

Galor ve Zeira (1993), tarafından geliştirilen model finansal piyasaların eksik piyasa olma (kusurlu) durumuna dayanmaktadır. Bu model, gelir dağılımının kuşaklar arası miras ile bağlantılı olduğu ve beşeri sermaye yatırımlarının bölünemezliği esasına dayanmaktadır. Bireyler arasındaki gelir farklılıklarının başlangıçtaki servet dağılımından kaynaklandığı ve nesiller arası aktarıldığı ifade edilmiştir. Bireylerin yaşamı iki döneme ayrılmaktadır. İlk aşamada bireyler beşeri sermaye yatırımı yapmaya ve beceri kazanmaya veya vasıfsız işçi olarak çalışmaya karar verir. İkinci aşamada bireyler eğitim düzeyine bağlı olarak vasıflı/vasıfsız işçi olarak çalışır ve kazançlarının harcamadıkları kısmını miras olarak bırakırlar. Yani; bireyin her iki dönemi de vasıfsız olarak çalışarak geçirebilmesi mümkünken; diğer yandan ilk dönem beşeri sermayeye yatırım yapıp ikinci dönemde vasıflı çalışabilmesi de söz konusudur. Bireylerin eğitim düzeyleri tüketim miktarını ve miraslarını etkilemektedir. Modelde bireysel miras, bireylerin beşeri sermayeye yatırım yaparak vasıf kazanmasına veya vasıfsız işçi olarak kalması tarafından belirlenir. Ayrıca daha az miras kalan kişiler beşeri sermaye yatırımlarını finanse etmek için borçlanırlar. Sonuç olarak yeterli miras kalanlar borçlanmadan beşeri sermayesini finanse ederken; daha az miras kalanlar borçlanmaya ihtiyaç duyarlar (Tita ve Aziakpono, 2016:4). Galor ve Zeira (1993) tarafından geliştirilen model beşeri sermaye yatırımlarına bağlı bir modeldir. Bu modele göre, gelir eşitsizliğinin yüksek olduğu ve sermaye piyasası eksikliği olan ekonomilerde, daha eşitlikçi

gelir dağılımına sahip olan ekonomilere nispeten ekonomik büyüme oranları daha düşük olacak ve gelir eşitsizliği artmaya devam edecektir. Bu görüşe göre, finansal gelişme ekonomik aktiviteleri etkileyerek sermaye birikiminin artmasını böylelikle ekonomik büyümenin gerçekleşmesine olanak tanımaktadır. Ekonomik büyüme ise gelir eşitsizliğini etkileyerek daha adil bir gelir dağılımını sağlamaktadır. Finansal gelişme, finansal kaynaklara kolay erişimi ve nüfusun yoksul kesiminin kendi işletmelerini açmalarına olanak tanıyarak yeni istihdam fırsatları sağlamaktadır. Böylelikle yoksul kesim bir yandan asgari geçimini sağlarken öte yandan daha iyi bir gelecek için kendi eğitimlerine yatırım yapma fırsatı bulurlar. Beşeri sermaye yatırımlarını artırma yönündeki bu gelişmeyle birlikte gelir dağılımı olumlu yönde değişir (Destek vd., 2017: 154). Esasında Galor ve Zeire (1993) modelinde temel nokta, servetin dağılımının toplam ekonomik faaliyetleri etkileyerek gelir eşitsizliğini azaltmasıdır. Finansal gelişmenin buradaki en önemli rolü sermaye piyasasında ortaya çıkacak sorunların çözülmesi ve düşük gelirli bireylerin yüksek getirili yatırımlar için borçlanmasına olanak sağlamasıdır (Topuz ve Dağdemir, 2016: 22).

Banerjee ve Newman (1993) geliştirdiği modelde ise, bireyin meslek seçiminde başlangıç gelir dağılımının etkili olduğu ileri sürülmüştür. Ayrıca modelde sadece sermaye ve mirasa sahip bireylerin girişimci olabileceği; buna karşılık yoksulların böyle bir olanağa sahip olmayacağı belirtilmektedir. Başlangıç servetine olan bağımlılık ancak sermaye piyasalarının gelişmişliği başka bir ifadeyle yoksulun girişimleri için gereken teminat sorunu gelişmiş finansal piyasalar sayesinde azaltılabilir (Topuz ve Dağdemir, 2016: 22).

Finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi açıklayan görüşlerden biri de Greenwood ve Jovanovi (1990) tarafından sunulan ve finansal sektör ile eşitsizlik arasında ters U şeklinde bir ilişkinin olduğu görüşüdür. Bu hipoteze göre, ekonomik gelişmenin ilk aşamalarında finansal sektör gelişmemiştir ve ekonomik büyüme çok yavaştır. Bu nedenle sadece yük-

sek gelirli gruplar finansal sistemden faydalanırlar. Zengin-fakir arasındaki fark finansal sistem ve ekonomik büyümenin hızlanmasıyla artar. Ekonomik büyüme olgunlaştıkça, finans sektörü düşük gelirli bireylerde dâhil olmak üzere ekonomiye daha geniş finansal olanaklar sunacaktır. Böylelikle ekonomik olgunluk dönemine geçildiğinde, finansal kaynaklardan faydalanan bireylerin sayısı artmaya başlayacak ve ekonomik büyüme hızlanacaktır bu da gelir eşitsizliğini azaltacaktır. Ekonomi istikrarlı bir duruma eriştiğinde gelir eşitsizliği azalacak ve ters U şekline dönüşecektir (Batuo vd., 2010: 4; Ahmed ve Masih, 2017:6). Esasında Greenwood ve Jovanovic (1990) finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasında lineer olmayan bir ilişki ortaya koymuştur.

Bu çalışmada, 15 gelişmiş ülkede (Almanya, Yunanistan, İtalya, Norveç, Portekiz, İspanya, Slovenya, Estonya, Danimarka, İsveç, İsviçre, İngiltere, Romanya, Fransa, Çek Cumhuriyeti) 1995-2014 dönemi yıllık verileri kullanılarak finansal gelişme, ticari açıklık, ekonomik büyüme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Analiz dönemi verilerin ulaşılabilirliğine göre belirlenmiştir. Bağımlı değişken olarak gelir dağılımını temsilen Gini Katsayısı, bağımsız değişken olarak da, ekonomik büyümeyi temsilen kişi başına düşen reel GSYH (2005 sabit fiyatlarıyla), finansal gelişmeyi temsilen özel sektöre kullanılan kredilerin GSYH % payı ve ticari açıklığın GSYH % payı değişkeni kullanılmıştır. Panel veri analizinin uygulandığı çalışmada, ilk olarak değişkenlerde ve modelde yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı araştırılmıştır. Serilerin durağanlık koşulu CADF birim kök testiyle incelenmiştir. Daha sonra homojenlik testi uygulanmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki Westerlund ve Edgerton (2007) panel bootstrap eşbütünleşme testi ile analiz edilmiştir. Son olarak, Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testi uygulanmıştır. Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünü takip eden ikinci bölümde, literatür taramasına yer verilmiştir. Üçüncü bölümde, veri setine yer verilmiştir. Metodoloji ve analiz bulguların yer

aldığı dördüncü bölümün ardından çalışma sonuç bölümü ile tamamlanmıştır. Bu çalışmada, gelişmiş ülkelerde finansal gelişme, ticari açıklık, ekonomik büyüme ve gelir dağılımı arasındaki ilişkiyi yeni nesil panel veri yöntemi ile araştırarak ilgili literatürde katkıda bulunmak amaçlanmaktadır.

1. Literatür Taraması

Literatürde finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi ele alan çok sayıda çalışmanın olduğu görülmektedir. Bu konudaki çalışmaların öncelikle teorik nitelikte incelenmeye başladığı özellikle de son yirmi yılda teorik görüş kaynak alınarak ampirik çalışmaların yapıldığı dikkat çekmektedir. Bu bağlamda, konu ile ilgili yapılan literatürde yapılan çalışmalardan bazılarını şu şekilde sıralamak mümkündür.

Batuo vd., (2010), 1990-2004 dönemleri arasında 22 Afrika ülkesinde, finansal gelişme ve gelir dağılımı arasındaki ilişki GMM (Genelleştirilmiş Momentler Metodu) ile analiz edilmiştir. Analiz bulguları gelir eşitsizliğinin finansal gelişmeyle birlikte azaldığını göstermiştir. Ayrıca finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişki, Greenwood ve Jovanovic tarafından ileri ters U ilişkisinin geçerliliğini teyit etmektedir. Ayrıca analiz bulgularında eğitime katılımın gelirin daha adil dağılmasına yardımcı olduğu görülmüştür.

Shahbaz ve Islam (2011), 1971-2005 dönemleri arasında Pakistan'da finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişki araştırılarak Greenwood ve Jovanovic (GJ) hipotezi test edilmiştir. Çalışmada ARDL sınır testi yaklaşımı ve VECM Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Analiz bulgularında, finansal gelişmenin gelir eşitsizliğini azaltırken finansal istikrarsızlık gelir eşitsizliğini ağırlaştırmaktadır. Ekonomik büyümenin gelir dağılımını kötüleştirdiği; ticari açıklığın ise daha da kötüleştirdiği görüldüğü ifade edilmiştir. Ayrıca finansal Kuznets Hipotezinin geçerli olmadığı görülmüştür.

Konuyla ilgili yapılan başka bir çalışmada *Hoi ve Hoi (2012)*, 2002-2008 dönemleri arasında Vietnam da finansal ge-

leşme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Analiz bulguları, finansal gelişmenin teorik ve ampirik çalışmaların büyük çoğunluğu ile tutarlı olduğunu, gelir eşitsizliğini azaltma üzerinde olumlu etkiye sahip olduğu görülmüştür. Ayrıca GJ'nin ileri sürdüğü finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ters U ilişkisinin söz konusu olmadığı görülmüştür.

Satti vd., (2015), 1991-2011 dönemi çeyrek verileri kullanılarak Kazakistan'da finansal gelişme ve gelir dağılımı adaleti arasındaki ilişki ARDL sınır testi ile analiz edilmiştir. Analiz bulgularında, gelir eşitsizliğinin finansal gelişme ile azaldığı görülmektedir. Ayrıca ekonomik büyümenin gelir eşitsizliğini kötüleştirdiği; buna karşılık hem enflasyonun hem de ticari açıklığın gelir dağılımını iyileştirdiği görülmektedir. Ayrıca analiz bulgularında, Kazakistan'da Finansal Kuznets Hipotezinin geçerli olmadığı görülmüştür. Finansal gelişme ile gelir eşitsizliği arasında U şeklinde bir ilişkinin olduğu görülmüştür.

Zhang ve Chen (2015), 1978-2013 dönemleri arasında Çin'de finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişki, SVAR yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Analiz bulguları finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasında Greenwood ve Jovanovic tarafından ileri sürülen ters U ilişkisinin olduğu görülmüştür.

Argun (2016), 1989-2013 dönemleri arasında gelişmekte olan ülkelerde finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişki panel veri yöntemi ile incelenmiştir. Analiz bulgularında, finansal sektör kredileri ile Gini katsayısı arasında anlamlı ve pozitif yönde bir ilişki bulunmuştur. Finansal sektör kredilerinde %1'lik artış gelir eşitsizliğini %0.028 oranında artırmaktadır. Ayrıca elde edilen bulguların, Greenwood ve Jovanovic (1990)'ın ters U hipotezini destekleyici olduğu görülmüştür.

Haan ve Sturn (2016), 1975-2005 dönemleri arasında 121 ülkede finansal gelişme, finansal serbestlik ve bankacılık krizlerinin gelir eşitsizliği ile olan ilişkisi panel veri yöntemi ile analiz edilmiştir. Analiz bulguları bütün finansal değişkenlerin gelir eşitsizliğini arttırdığı görülmüştür.

Sehrawat ve Giri (2016b), 1990-2013 dönemleri arasında Güney Asya ekonomilerinde finansal gelişme, gelir eşitsizliği ve yoksulluk arasındaki ilişki panel veri yöntemi ile incelenmiştir. Analiz bulguları, finansal gelişme ve ekonomik büyümenin yoksulluğu azaltırken; gelir eşitsizliğini arttırdığı görülmüştür. Panel Granger nedensellik testinde, kısa dönemde gelir eşitsizliğinden ve finansal gelişmeden yoksulluğa doğru ve ekonomik büyümeden gelir eşitsizliğine doğru nedensellik ilişkisinin olduğu görülmüştür.

Ahmed ve Masih (2017), 1970-2007 dönemleri arasında Malezya'da finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişki ARDL sınır testi yöntemi ile analiz etmiştir. Analiz bulgularında, finansal gelişme, ekonomik büyüme, ticari açıklık ve gelir eşitsizliği arasında uzun dönemli ilişki olduğu görülmüştür. Finansal gelişmenin gelir eşitsizliğini etkilemede herhangi bir etkiye sahip olmadığı görülmüştür. Ayrıca ticari açıklığın gelir eşitsizliğini azalttığı görülmüştür.

Destek vd., (2017), 1977-2013 dönemleri arasında Türkiye'de finansal Kuznets Eğrisi hipotezinin geçerliliği test edilmiştir. Bu bağlamda, reel GSYH, finansal gelişme, kamu harcamaları ve enflasyonun Gini katsayı üzerindeki etkisi ARDL sınır testi yaklaşımı ve VECM Granger nedensellik yöntemi kullanılmıştır. Analiz bulgularında kamu harcamalarındaki ve enflasyon oranındaki artışın gelir eşitsizliğini arttırdığı görülmüştür. Reel GSYH'daki artışın gelir dağılımını olumlu yönde etkilediği görülmüştür. Ayrıca ters-U şeklindeki Finansal Kuznets Eğrisi hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Younsi ve Bechtini (2018), 1995-2015 dönemleri arasında BIRCS (Brezilya, Hindistan, Rusya, Çin, Güney Afrika) ülkelerinde finansal gelişme, gelir eşitsizliği ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki panel veri yöntemi ile analiz edilmiştir. Analiz bulgularında, değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğu görülmüştür. Ayrıca finansal gelişme indeksinin gelir eşitsizliğini pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkilediği görülmüştür. Granger nedensellik testinde finansal gelişme endeksinden

gelir eşitsizliğine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür. Bununla birlikte ekonomik büyüme ve gelir eşitsizliği arasında herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır.

2. Veri Seti

Bu çalışmada, 15 gelişmiş ekonomide (Almanya, Yunanistan, İtalya, Norveç, Portekiz, İspanya, Slovenya, Estonya, Danimarka, İsveç, İsviçre, İngiltere, Romanya, Fransa, Çek Cumhuriyeti) 1995-2014 dönemi yıllık verileri kullanılarak finansal gelişme, ticari açıklık ve ekonomik büyümenin gelir eşitsizliği üzerine etkisi analiz edilmiştir. Analiz kapsamında; bağımlı değişken olarak ülkelerin gini katsayıları, bağımsız değişkenler olarak da ekonomik büyümeyi temsilen ülkelere ait reel kişi başına Gayri Safi Yurt içi Hâsıla (2005 sabit fiyatlarıyla), finansal gelişmişliği temsilen özel sektöre verilen kredilerinin GSYH % payı ve ticaretin GSYH % payı değişkeni kullanılmıştır. Çalışmada ilk olarak, paneli oluşturan yatay kesitler (ülkeler) arasında bağımlılığın olup olmadığı Breusch-Pagan (1980) tarafından geliştirilen (Lagrange Multiplier-LM testi) ve Pesaran vd. (2008) tarafından sapması düzeltilen LMadj (Adjusted Cross-sectionally Dependence Lagrange Multiplier) testiyle incelenmiştir. Seriler için birim kök testi olarak; yatay kesit bağımlılığını ve serilerdeki yapısal kırılmaları dikkate alan ikinci kuşak birim kök testlerinden, Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF (Cross-Sectionally Augmented Dickey Fuller) testi kullanılmıştır. Eş-bütünleşme katsayılarının homojenliği, yani açıklayıcı değişkenin katsayılarının yatay kesitten (ülkeden) yatay kesite değişip değişmediği; Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Slope Homogeneity testiyle incelenmiştir. Seriler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı; Westerlund ve Edgerton (2007) panel bootstrap eşbütünleşme testiyle analiz edilmiştir. Son olarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Nedensellik Testi ile araştırılmıştır.

Literatürdeki çalışmalardan yola çıkılarak oluşturulan model (1) nolu Eşitlikteki gibidir:

$$GINI_{it} = \alpha + \beta_1 PGDP_{it} + \beta_2 FG_{it} + \beta_3 TA_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

Shahbaz ve Lean (2012) regresyon tahminlerinde, doğrusal-logaritmik modellerin doğrusal modellerden daha etkin sonuçlar verdiğini belirtmektedir. Bu nedenle (1) numaralı model yeniden yazılarak doğrusal-logaritmik model haline dönüştürülmüştür.

$$\ln GINI_{it} = \alpha + \beta_1 \ln PGDP_{it} + \beta_2 \ln FG_{it} + \beta_3 \ln TA_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

Bu eşitlikte; GINI, gini katsayısını, PGDP reel kişi başına düşen geliri (2005 sabit fiyatlarıyla), FG finansal gelişmeyi temsilen özel sektöre kullanılan kredilerin GSYH % payını, TA ticaretin GSYH % payını temsil etmektedir. Gelir eşitsizliğini temsil eden Gini katsayısına WIID veri tabanından; kişi başına gelir verisine UNCTAD veri tabanından; özel sektör kredileri ve ticari açıklık verisine Dünya Bankası'nın veri tabanından ulaşılmıştır.

3. Metodoloji ve Analiz Bulguları

3.1. Yatay Kesit Bağımlılığın Test Edilmesi

Yatay kesit bağımlılığının test edilmesinde çeşitli testler kullanılmaktadır. Yatay kesit bağımlılığının test edildiği Breusch ve Pagan (1980) çalışmasında test istatistiği aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir (Pesaran vd., 2008):

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \bar{\rho}_{ij}^2, \chi^2 N(N-1) / 2 \quad (3)$$

Sıfır hipotezi altında LM testi, $N(N-1)/2$ serbestlik derecesinde asimtotik kıkare dağılımına sahiptir. LM testi N küçük ve T yeterince büyük olduğunda geçerlidir. Pesaran (2004) tarafından geliştirilen test istatistiği aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir (Pesaran vd. 2008):

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \bar{\rho}_{ij} \right) \quad (4)$$

Boş H_0 hipotezi altında, T yeterli büyüklükte iken; $N(0, 1)$

fonksiyonun limiti, $N \rightarrow \infty$ 'dur. Ayrıca LM testinden farklı olarak sabit T ve N değerlerinde ortalaması sıfırdır. Breusch ve Pagan(1980) testi faktörler sıfır ortalamaya sahip olduğunda boş hipotezi red etmekte başarısız olmaktadır. Bu sorunu çözmek amacıyla Pesaran vd. (2008) tarafından $CDLM_{adj}$ testleri geliştirilmiştir. Bu testte LM istatistiğinin varyans ve ortalaması kullanılarak LM testi geliştirilmiştir.

$$LM(\rho)_{adj} = \sqrt{\frac{2}{\rho(2N - \rho - 1)}} \sum_{s=1}^p \sum_{j=1}^{N-s} \frac{(T-k)\bar{\rho}_{i,i+s}^2 - \mu_{T,i+s}}{\sigma_{T,i+s}} N(0,1) \quad (5)$$

M_{Tij} ve V_{Tij} sırasıyla ortalamayı ve varyansı göstermektedir. Sıfır hipotezi altında ilk olarak $T \rightarrow \infty$ ve daha sonra $N \rightarrow \infty$ yakınsadığında LM_{adj} asimptotik olarak normal dağılıma sahiptir. Testin hipotezleri:

H_0 : Yatay kesit bağımlılığı yoktur.

H_1 : Yatay kesit bağımlılığı vardır.

Bu çalışmada, değişkenlerde ve modelde yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 1'de gösterilmiştir. Tablo 1'de görüldüğü üzere, modele ait olasılık değerleri %1, %5'ten küçük olduğu için, H_0 hipotezi reddedilmiş ve değişkenlerde ve modelde yatay kesit bağımlılığının olduğuna karar verilmiştir. Bu nedenle, bu ülkelerdeki karar vericiler ekonomi politikalarını belirlerken, diğer ülkelerin uyguladıkları politikaları ve şokları da göz önünde bulundurmaları gerekir. Ayrıca, çalışmada kullanılan seriler için analizin bundan sonraki aşamalarında birim kök analizi yapılırken, yatay kesit bağımlılığını dikkate alan birim kök testleri kullanılmalıdır. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ve eşbütünleşme denklemi tahmin edilirken de yatay kesit bağımlılığını dikkate alan test yöntemlerinin kullanılması gerekmektedir. Bu yüzden çalışmanın bundan sonraki aşamalarında, yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testi ve panel eş-bütünleşme analizi yöntemleri kullanılmıştır.

Tablo 1. Yatay Kesit Bağımlılığı Testleri

Yatay Kesit Bağımlılığı	GINI		PGDP		FG		TA		Model	
	İsta-tis-tik	P - De ğe ri	İsta-tis-tik	P- De ğe ri	İsta-tis-tik	P- De ğe ri	İsta-tis-tik	P- de ğe ri	İsta-tis-tik	P- De ğe ri
CD _{Lm1} (BP, 1980)	182. 182 *	0.0 00	126. 174* **	0.0 78	395. 090 *	0.0 00	136. 343 **	0.0 21	165. 977 *	0.0 00
CD _{Lm2} (Pe-saran 2004)	5.32 6*	0.0 00	1.46 1***	0.0 72	20.0 18*	0.0 00	2.16 3**	0.0 15	4.20 8*	0.0 00
CD (Pe-saran 2004)	- 1.32 2*	0.0 93	- 1.90 6**	0.0 28	- 1.53 8***	0.0 62	- 1.36 4***	0.0 86	0.94 5	0.1 72
LM _{adj} (PUY, 2008)	5.02 1*	0.0 00	11.5 96*	0.0 00	- 0.55 2	0.7 09	13.6 20*	0.0 00	4.12 0*	0.0 00

Not: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

3.2.CADF Birim Kök Testi

Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF testinde t istatistiği $t_i(N, T)$ (6) nolu Eşitlikte verilmiştir (Pesaran, 2007):

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (6)$$

$$t_i = (N, T) = \left(\frac{\Delta y'_i \bar{M}_w y_{i-1}}{\bar{\sigma}(y'_{i-1} \bar{M}_w y_{i-1})^{1/2}} \right) \quad (7)$$

Panel istatistiğinin hesaplanması ise (8) nolu Eşitlikten elde edilmektedir:

$$CIPS(N, T) = t - bar = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (8)$$

Hesaplanan CIPS istatistiği her bir yatay kesitin t istatistik-

lerinin ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. Çalışmada kullanılan değişkenler için paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı tespit edildiği için serilerin durağanlığı yatay kesit bağımlılığının söz konusu olduğu durumlarda kullanılan ikinci kuşak birim kök testlerinden Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF testi ile incelenmiştir. CADF testi, $T > N$ ve $N > T$ durumlarında kullanılmaktadır. Bu test istatistiği değerlerini, Pesaran (2007)'in CADF kritik tablo değerleriyle karşılaştırarak, her ülke için durağanlık test edilmektedir. CADF kritik tablo değeri, CADF istatistiği değerinden büyükse boş hipotez reddedilir ve sadece o ülkenin serisinin durağan olduğu sonucuna ulaşılır. Tablo 2'de yer alan CADF birim kök test sonuçları serilerinin birinci farklarında, $I(1)$ düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. Serilerin tamamı $I(1)$ olduğu için eşbütünleşme analizine geçilebilir.

Tablo 2. CADF Birim Kök Test Sonucu

Ülke-ler/Değişkenler	Test İstatistiği (Sabitli Model)							
	Gİ Nİ	ΔGİ Nİ	FG	ΔFG	TA	ΔTA	PG DP	ΔPG DP
Almanya	- 0.4 09	- 1.65 1	- 3.1 68	- 3.097	- 0.3 93	- 0.296	- 3.71 7	- 1.630
Yunanistan	- 0.6 65	- 1.11 6	- 2.0 09	- 2.855	- 3.0 39	- 2.510	- 1.99 8	- 3.942
İtalya	- 3.1 40	- 5.96 0	- 2.0 80	- 2.150	- 1.4 81	- 4.603	- 2.77 7	- 3.103
Norveç	0.0 74	- 5.55 2	0.8 53	- 0.514	- 1.1 11	- 2.208	0.00 0	- 3.924
Portekiz	-	-	-	-	0.0	-	-	-

	0.5 38	2.42 5	0.7 17	1.263	03	1.357	2.45 1	2.317
İspanya	0.1 51	- 0.58 3	- 1.0 12	- 2.533	- 1.9 16	- 1.697	- 1.91 7	- 2.508
Slovenya	- 4.0 95	- 5.50 1	- 1.2 76	- 1.467	- 2.2 05	- 1.692	- 1.58 9	- 2.395
Estonya	- 1.5 19	- 2.21 4	- 1.4 17	- 2.900	- 2.0 87	- 3.227	- 2.27 9	- 3.432
Danimarka	- 1.9 95	- 1.13 4	- 0.9 88	- 2.477	- 1.2 85	- 2.136	- 3.07 2	- 2.187
İsveç	- 1.6 98	- 5.13 3	- 1.0 62	- 2.916	- 1.6 04	- 2.037	- 3.63 8	- 3.013
İsviçre	- 1.5 73	- 0.29 7	- 2.2 36	- 2.324	- 1.1 93	- 1.313	- 2.03 8	- 1.888
İngiltere	- 2.5 90	- 5.00 0	- 3.2 26	- 3.281	- 2.2 40	- 2.614	- 0.81 7	0.040
Romanya	- 1.7 39	- 1.85 9	- 2.1 72	- 1.198	- 1.9 29	- 2.351	2.85 9	- 1.593
Fransa	- 1.2 09	- 3.06 3	- 2.8 10	- 2.513	- 1.9 86	- 2.448	- 3.73 0	- 2.381
Çek Cumhu- riyeti	- 3.9 45	- 6.21 8	- 1.9 72	- 1.874	- 1.0 65	- 2.441	- 2.61 1	- 2.380
PANEL CIPS	-	-	-	-	-	-	-	-

	1.6	3.18	1.6	2.224	1.5	2.195	2.13	2.444
	59	4*	86	***	69	***	6	*

Not: ***, **, * sıfır hipotezin sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde reddildiğini göstermektedir. Gecikme uzunlukları, Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. CADF istatistiği kritik değerleri sabitli modelde -4.35(-1), -3.43(%5), -3.02 (%10) (Pesaran 2007,tablo I(b), s.275) Panel istatistiği kritik değerleri, sabitli modelde -2.47 (%1), -2.26 (%5), -2.14 (%10) (Pesaran 2007,tablo II(c), s.280). Δ , fark operatörü olup değişkenin farkının alındığını gösterir.

3.3. Değişkenlerin Homojenliğinin Test Edilmesi

Eşbütünleşme denkleminde eğim katsayılarının homojen olup olmadığının belirlenmesi konusunda ilk çalışmalar, Swamy (1970) ile başlamıştır. Pesaran ve Yamagata (2008), Swamy testini geliştirmiştir. Bu testte,

$Y_{it} = \alpha + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it}$ şeklindeki genel bir eşbütünleşme denkleminde β_i eğim katsayılarının, yatay kesitler arasında farklı olup olmadığı test edilmektedir. Testin hipotezleri:

$$H_0 : \beta_i = \beta \text{ Eğim katsayıları homojendir.}$$

$$H_1 : \beta_i \neq \beta \text{ Eğim katsayıları homojen değildir.}$$

Pesaran ve Yamagata (2008) hipotezleri test edebilmek için iki farklı test istatistiği geliştirmiştir:

Büyük Örneklem İçin:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{2k} \right) \approx X^2 k \quad (9)$$

Küçük Örneklem İçin:

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{v(T, k)} \right) \approx N(0,1) \quad (10)$$

Burada N; yatay kesit sayısını, S;Swamy test istatistiğini, k; açıklayıcı değişken sayısını ve $v(T, k)$ standart hatayı ifade etmektedir. Çalışmaya ait homojenlik test sonuçları Tablo 3'de verilmiştir. Tablo 3'de görüldüğü üzere, Delta_tilde ve Delta_tilde_adj test istatistiklerine göre "Eğim parametreleri homo-

jendir" boş hipotezi %5 anlamlılık düzeyine göre reddedilmektedir. Diğer bir ifadeyle eğim parametreleri yatay kesitler arasında değişmekte olup heterojendir. Dolayısıyla bu sonuçlara bağlı olarak paneldeki ülkeler için yorum yapılabilmektedir.

Tablo 3. Homojenlik Testi Sonucu

Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Delta_tilte	3.576	0.000
Delta_tilde_adj	3.879	0.000

Westerlund-Edgerton (2007), eşbütünleşme testi, yatay kesit bağımlılığını dikkate alması, eşbütünleşme denkleminde otokorelasyon ve değişen varyansa izin vermesi ve aynı zamanda küçük örneklem açısından sonuç vermesi nedeniyle önemli bir testir. LM bootstrap testi, Mc Coskey ve Kao'nun geliştirmiş olduğu Lagrange Multiplier testine dayanmakta olup, yatay kesit bağımlılığının olması, durumunda LM testi bootstrap kritik değerler ile ekonometrik modellerde panelin geneli için eşbütünleşmenin olup olmadığını test etmektedir (Westerlund-Edgerton, 2007: 186-188). Panel eşbütünleşme testi aşağıdaki denklemden türetilmektedir:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta_{it} + z_{it} \quad (11)$$

$t = 1, \dots, T$ ve $i = 1, \dots, N$ endeksleri sırasıyla zaman serisi ve yatay kesit birimlerini ifade etmektedir. z_{it} hata terimini göstermektedir.

$$z_{it} = \mu_{it} + v_{it} \quad v_{it} = \sum_{j=1}^t \eta_{ij} \quad (12)$$

η_{ij} , ortalaması sıfır olan ve varyansı σ^2_i olan bir hata terimidir. Testin hipotezi şu şekildedir:

$H_{oi} = \sigma^2_i = 0$ tüm i 'ler için seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.

$H_{ii} = \sigma^2_i > 0$ tüm i 'ler için seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

Westerlund'un bu istatistikleri test etmek için oluşturduğu LM istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$LM_N^+ = \frac{1}{NT^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\omega}_i^{-2} s_{it}^2 \quad (13)$$

s_{it}^2 terimi, z_{it} hata teriminin kısmı toplamını $\hat{\omega}_i^{-2}$, μ_{it} 'nin uzun dönem varyansı göstermektedir.

Tablo 4'de, Westerlund ve Edgerton (2007) eşbütünleşme testinde; modelde yatay kesit bağımlılığı olduğu için Bootstrap olasılık değeri dikkate alınmıştır. Westerlund ve Edgerton (2007) Eşbütünleşme testi sonuçlarına göre "eşbütünleşme vardır" boş hipotezi %5 anlamlılık düzeylerinde reddedilememektedir. Çalışmada ele alınan değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Tablo 4. Eş-Bütünleşme Test Sonuçları

Westerlund ve Edgerton (2007) Eşbütünleşme Testi			
LMN ^T	LM İstatistiği	Asimtotik-p Değeri	Bootstrap-p Değeri
	11.507	0.000	0.310

Not: Bootstrap olasılık değerleri 10.000 tekrarlı dağılımdan elde edilmiştir.

3.4. Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Nedensellik Testi

Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından geliştirilen bu test, zaman boyutu ile kesit boyutu arasındaki büyüklük farkına karşı duyarsız olup, zaman boyutu kesit boyutundan büyük veya küçük olduğunda test, etkin sonuçlar üretebilmektedir.

Nedensellik testi modeli ise, durağan y ve x değişkenleri için aşağıdaki gibi tanımlanabilir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012:1457):

$$x_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \gamma_i^{(k)} x_{i,t-k} + \sum_{k=1}^k \beta_i^{(k)} y_{i,t-k} + e_{i,t} \quad (14)$$

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \gamma_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^k \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + e_{i,t} \quad (15)$$

Dumitrescu ve Hurlin (2012) yönteminde aşağıdaki hipotezler sınanmaktadır:

H_0 : Tüm birimler için y değişkeni, x değişkeninin nedenseli değildir.

H_1 : Bazı birimler için y değişkeni, x değişkeninin nedenselidir.

Çalışmada seriler arasındaki nedensellik ilişkisi Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından geliştirilen panel nedensellik testiyle araştırılmıştır. Dumitrescu ve Hurlin (2012), heterojen panel veri modelleri için basit bir Granger (1969) nedensellik testi geliştirmişlerdir. Geliştirdikleri test istatistiği, yatay kesit birimleri arasındaki Granger nedensellik testinin ortalama bireysel Wald istatistiğine bağlıdır. Ayrıca yatay kesitlere ait bilgilerin kullanımı, nedensellik ilişkisinin tanımlanmasında birimler arasındaki eğim katsayılarının heterojenliğinin de göz önünde bulundurulmasını gerektirir.

Tablo 5’de, değişkenler arasında nedensellik ilişkilerini inceleyen Dumitrescu ve Hurlin Panel nedensellik test sonuçlarına yer verilmiştir. Çalışmada, finansal gelişmeden gelir dağılımına doğru nedensellik ilişkisinin olduğu görülmüştür. Bu ilişkinin tespit edilmesi, çalışmaya konu olan gelişmiş ülkelerde ilgili dönemde gerçekleşen finansal gelişmenin gelir dağılımını etkilediği sonucuna götürmektedir. Buna karşılık ticari açıklık ve ekonomik büyümeden gelir dağılımına doğru herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır.

Tablo 5. Dumitrescu-Hurlin Granger Nedensellik Test Sonuçları

Nedensellik Yönü	W İstatistiği	Z İstatistiği	Olasılık	Karar
Δ PGDP \rightarrow Δ GINI	3.42959	1.45330	0.1461	Nedensellik Yok
Δ GINI \rightarrow Δ PGDP	1.86055	-0.68590	0.4928	Nedensellik Yok

$\Delta \text{FIN} \longrightarrow$ ΔGINI	4.88820*	3.41924*	0.000	Nedensellik Var
$\Delta \text{GINI} \longrightarrow$ ΔFIN	2.36178	-0.00910	0.9927	Nedensellik Yok
$\Delta \text{TA} \longrightarrow$ ΔGIN	2.56754	0.27800	0.7810	Nedensellik Yok
$\Delta \text{GIN} \longrightarrow$ ΔTA	2.53881	0.23883	0.8112	Nedensellik Yok

Not: GINI gini katsayısını, PGDP ekonomik büyümeyi, FIN finansal gelişmeyi, TA ticari açıklığı temsil etmektedir.

Sonuç

Bu çalışmada, 15 gelişmiş ülkede (Almanya, Yunanistan, İtalya, Norveç, Portekiz, İspanya, Slovenya, Estonya, Danimarka, İsveç, İsviçre, İngiltere, Romanya, Fransa, Çek Cumhuriyeti) 1995-2014 dönemi yıllık verileri kullanılarak finansal gelişme, ticari açıklık, ekonomik büyüme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişki panel veri yöntemi ile analiz edilmiştir. Çalışmada, ilk olarak değişkenlerde ve modelde yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı araştırılmıştır. Ele alınan bu ülkelerin gelir eşitsizliği, finansal gelişme, ekonomik büyüme ve ticari açıklık değişkenleri ile modelin genelini oluşturan eşbütünleşme denkleminde yatay kesit bağımlılığının olduğuna karar verilmiştir. Analizde serilerde birim kökün varlığı, Pesaran (2007) tarafından geliştirilen ve serilerdeki yatay kesit bağımlılığını dikkate alan CADF testiyle analiz edilmiştir. Serilerin düzeyde durağan olmayıp, birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri görülmüştür. Bu durumda seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin incelenmesi için önkoşulun sağlandığı görülmüştür. Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, Westergren-Edgerton (2007), LM bootstrap panel eşbütünleşme testiyle incelenmiş ve seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu görülmüştür. Eşbütünleşme katsayılarının homojenliği,

ilk kez Swamy (1970) tarafından literatüre kazandırılan ve Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Slope Homojenite testi ile incelenmiş ve katsayıların heterojen olduğu görülmüştür. Son olarak, Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi uygulanmıştır. Nedensellik analizinde finansal gelişmeden gelir eşitsizliğine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Buna karşılık; ekonomik büyüme ve ticari açıklıkla gelir eşitsizliği arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Bulgulardan yola çıkarak, finansal kaynaklara kolay erişimin beraberinde; eğitim, sağlık ve çeşitli sosyo-ekonomik alanlara yapılacak yatırımları arttıracığı gibi, nüfusun yoksul kesiminin beşeri sermayesini geliştirebilmesi içinde önemli fırsatlar sunar. Bu bağlamda, düşük gelir düzeyine sahip kesimlerin finansal araçlara ulaşımının kolaylaştırılması ile birlikte finansal gelişimin gelir dağılımı adaletinin sağlanması açısından aktif bir rol üstleneceği görülmektedir. Bu çerçevede; gelir eşitsizliği, finansal gelişme arasındaki ilişkiyi ele almak, yoksullukla mücadele sürecini hızlandıracak politikaların belirlenmesi ve uygulanmasında son derecede önemlidir.

Kaynaklar

- Acar, İlhan, "Türkiye'de Gelir Dağılımı". Emek ve Toplum Dergisi. 4(8), 2015,s. 43-59.
- Ahmed, Azleen, Masih, Mansur, "What is the Link Between Financial Development and Income Inequality? Evidence from Malaysia". MPRA, No: 79416, 2017, s.1-27.
- Argun, Adalet, "Gelişmekte Olan Ülkelerde Finansal Gelişme ve Gelir Eşitsizliği". İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 1, 2016,s. 61-74.
- Batuo, Michael, Guidi, Francesco, Mlambo, Kupukile, "Financial Development and Income Inequality: Evidence from African Countries". MPRA, 2010, s.1-27.
- Destek, Mehmet Akif, Okumuş, İlyas, Manga, Müge, "Türkiye'de Finansal Gelişim ve Gelir Dağılımı İlişkisi: Finansal Kuznets Eğrisi". Doğu Üniversitesi Dergisi, 18(2), 2017, s. 153-165.

- Dumitrescu, Elena-Ivona, Hurlin, Christophe, "Testing for Granger Non-Causality in Heterogeneous Panels". *Economic Modelling*, 29(4), 2012, s.1450-1460.
- Haan, Jakob, Sturn, Egbert, "Finance and Income Inequality: A Review and New Evidence". *DNB Working Paper*, No:530, 2016, s. 1-43.
- Hoi, Chu; Hoi, Le Quoc, "Financial Development and Income Inequality in Vietnam: An Empirical Analysis". *Journal of Economics and Development*, 14(2), 2012, s.5-25.
- Jauch, Sebastian, Watzka, Sebastian, "Financial Development and Income Inequality: A Panel Data Approach". 2012, s.1-47. http://fsaraceno.free.fr/INEQ/jauch_watzka.pdf.
- Levine, Ross, "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda". *Journal of Economic Literature*. 35, 1997, s. 688-726.
- Pesaran, M. Hashem, "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence." *Journal of Applied Econometrics*, 22, 2007, s. 365-312.
- Pesaran, M. Hashem, Yamagata, Takashi, "Testing Slope Homogeneity in Large Panels." *Journal of Econometrics*, 142, 2008, s.50-93.
- Pesaran, M. Hashem, Ullah, Aaman, Yamagata, Takashi, "A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence". *Econometrics Journal*, 11, 2008, s.105-127.
- Satti, Saqlain, Mahalik, Mantu, Bhattacharya, Mita, Shahbaz, Muhammad, "Dynamics of Income Inequality, Finance and Trade in Kazakhstan: Empirical Evidence from a New Transition Economy with Policy Prescriptions". *Monash Business School*, 36(15), 2015, s. 1-40.
- Sehrawat, Madhu, Giri, A.K, "Panel Data Analysis of Financial Development, Economic Growth and Rural-Urban Income Inequality: Evidence from SAARC Countries". *International Journal of Social Economics*, 43(10), (2016a), s.998-1015.
- Sehrawat, Madhu, Giri, A.K, "Financial Development, Poverty and Rural-Urban Income Inequality: Evidence from South Asian Co-

- untries". *Quality and Quality*, 50(2), (2016b), s. 577-590.
- Shahbaz, Muhammad, Islam, Faridul, "Financial Development and Income Inequality in Pakistan: An Application of ARDL Approach". MPRA, No: 28222, 2011, s.1-20.
- Shahbaz, Muhammad, Loganathan, Nanthakumar, Tiwari, Aviral, Jahromi, Reza Sherafatian, "Financial Development and Income Inequality: Is There Any Financial Kuznets Curve in Iran?", Springer, 2014, s.1-27.
- Shahbaz, Muhammad, Lean, Hooi, "Does Financial Development Increase Energy Consumption? The Role of Industrialization and Urbanization in Tunisia". *Energy Policy*, 40, 2012, s.473-479.
- Tita, Anthanasius, Aziakpono, Meshach, "Financial Development and Income Inequality in Africa: A Panel Heterogeneous Approach". ERSA Working Paper, 2016, s.1-27.
- Topuz, Seher, Dağdemir, Özcan, "Finansal Gelişme ve Gelir Eşitsizliği: Bir Panel Veri Analizi". *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16(3), 2016, s.19-34.
- Younsi, Moheddine, Bechtini, Marwa, "Economic Growth, Financial Development and Income Inequality in BRICS Countries: Evidence from Panel Granger Causality Tests". MPRA, 2018, s.1-15.
- Zhang, Quanda, Chen, Rongda, "Financial Development and Income Inequality in China: An Application of SVAR Approach". *Procedia Computer Science*, 55, 2015, s.774-781.
- Westerlund, Joakim, Edgerton, David, "A Panel Bootstrap Cointegration Test." *Economic Letters*, 97, 2007, s. 185-190.