

Yükselen Piyasa Ekonomilerinde Finansal Gelişme ve Gelir Eşitsizliği İlişkisi: Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Kurumların Moderatör Etkisi Üzerine Heterojen Panel Veri Analizi

Fatma Ünlü*

Öz

Bu çalışma, yükselen piyasa ekonomileri için finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkide kurumların moderatör etkisini araştırmayı amaçlamaktadır. Söz konusu ülkelerin 2002-2018 dönemi-ne ait verileri kullanılarak yatay kesit bağımlılığı altında heterojen panel veri analizine ilişkin prosedür takip edilmiştir. CCEMG tahmincisi kullanılarak yapılan analizlerden elde edilen bulgulara göre, uzun dönemde kaliteli kurumların gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi pozitif iken, moderatör değişkenin etkisi ise negatiftir. Diğer taraftan, finansal gelişmenin gelir eşitsizliği üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Bu bulgular, finansal gelişmenin sadece kaliteli kurumların varlığı altında gelir eşitsizliğini azaltıcı etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte, Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik test sonuçları da analize dahil edilen tüm değişkenler (finansal gelişme, gelir eşitsizliği, yolsuzluk ve moderatör değişken) arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkilerini doğrulamaktadır.

Anahtar Kelimeler: Finansal gelişme, gelir eşitsizliği, kurumsal kalite, yükselen piyasa ekonomileri, panel veri analizi.

JEL Sınıflandırması: C23, G20, O15, O50.

Abstract - The Relationship between Financial Development and Income Inequality in Emerging Market Economies: Heterogeneous Panel Data Analysis on Moderator Effect of Institutions under Cross-Sectional Dependence

This study aims to investigate the moderator effect of institutions on the relationship between financial development and income inequality for emerging market economies. Under cross-sectional dependence, the procedure for heterogeneous panel data analysis was followed by using the data of countries for the period 2002-2018. According to the findings obtained from the analyzes using the CCEMG estimator, while the effect of quality of institutions on income inequality is positive, the effect of the moderator variable is negative in the long run. On the other side, financial development does not have a significant effect on income inequality. These findings indicate that financial development has income inequality-reducing effects only under the presence of quality of institutions. Additionally, Dumitrescu-Hurlin panel causality test results confirm bidirectional causality relationships between all variables (financial development, income inequality, corruption and moderator variable) included in the analysis.

Keywords: Financial development, income inequality, institutional quality, emerging market economies, panel data analysis.

JEL Classification: C23, G20, O15, O50.

* Erciyes Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü – E-posta: funlu@erciyes.edu.tr – ORCID ID: ??????????????????????

Makale Gönderim: 09.12.2021

Makale Kabul: 09.02.2022

DOI:

1. Giriş

Küreselleşme olgusunun artması ve bilgi ve iletişim teknolojilerindeki hızlı gelişmeler, özellikle 1990'lı yıllardan itibaren gelişmekte olan ülkelerde finans piyasalarının gelişiminde önemli rol üstlenmiştir. Etkin işleyen gelişmiş bir finansal sistemin, ülkelerin ekonomik büyüme sürecine farklı kanallar aracılığıyla olumlu katkılar sağlayacağı görüşü literatürde genel kabul görmektedir. Ancak son yıllarda, finansal gelişmenin ekonomik büyümenin yanı sıra gelir eşitsizliği üzerinde de önemli etkilere sahip olduğu görüşü ön plana çıkmıştır.

Finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki bağlantının teorik altyapısı iktisadi gelişme ile gelir eşitsizliği arasında ilişkiyi inceleyen Kuznets'in (1955) çalışmasına dayanmaktadır. Kuznets'e (1955) göre; iktisadi gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişki ters-U şeklindedir. Yani, iktisadi gelişme arttıkça gelir eşitsizliği de artmaya başlar, ancak belirli bir gelişmişlik seviyesinden sonra gelir artışları eşitsizlik üzerinde azaltıcı etki yapar. Bu açıdan bakıldığında, finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkileri açıklayan üç (3) temel hipotezden bahsetmek mümkündür. Birincisi; Greenwood ve Jovanic (1990) tarafından Kuznets'in (1955) yaklaşımı temel alınarak geliştirilen Finansal Kuznets Eğrisi yaklaşımıdır. Bu yaklaşıma göre, iktisadi gelişmenin erken aşamalarında yeni yeni oluşmaya başlayan finansal piyasalar oldukça zayıf bir görünüm sergiler ve dolayısıyla bu piyasaların gelişme hızı da düşüktür. İktisadi büyüme koşulları zamanla finansal piyasaların gelişimi için uygun ortamı hazırlayarak finansal piyasaların gelişmesine katkı sağlar. Bu aşamada gelirdeki artışlara bağlı olarak tasarruf oranlarının artması düşük ve yüksek gelirli gruplar arasındaki gelir farkının daha da artmasına yol açar. Başka bir ifadeyle, gelir dağılımı düşük gelirli grupların aleyhine olacak şekilde bozulur. Yeni gelişen finansal piyasalarda işlem maliyetlerinin yüksek olması sebebiyle finansal araçlardan yüksek gelirli gruplar düşük gelirli gruplara göre daha fazla yararlanır. İktisadi gelişmenin başlangıç aşamasından itibaren ekonomik büyümeye bağlı olarak gelişen finans piyasaları gelir eşitsizliğini derinleştirir. Ancak iktisadi gelişme döngüsünün devam eden sürecinde gelir belirli seviyeye ulaştıktan sonra finansal piyasalardaki araçlardan faydalanan grupların sayısı artmaya başlar, yüksek gelirli grupların yanı sıra düşük gelirli gruplar da finansal piyasalarda işlemci olarak yer alır ve bu durum gelir eşitsizliğini azaltmaya yardımcı olur. İktisadi gelişmenin son aşamasında ise, finansal gelişmenin eşlik ettiği adil gelir dağılımından söz etmek mümkün hale gelir.

İkinci hipotez; Galor ve Zeira (1993) tarafından geliştirilen Eşitsizliği Daraltıcı Hipotez veya Negatif Doğrusal Hipotez olarak adlandırılan ve finansal gelişme ve gelir

eşitsizliği arasındaki ilişkinin doğrusal negatif formda olduğunu yani finans piyasaları geliştikçe gelir eşitsizliğinin azalacağını savunan yaklaşımdır. Bu yaklaşıma göre, bireylerin servet dağılımını belirleyen yegâne unsur, beşeri sermaye yatırımlarıdır ve gelir eşitsizliği miras yoluyla gelecek nesillere aktarılır. Finansal piyasaların gelişmemiş olduğu ekonomilerde başlangıçta servet dağılımı eşit olmayan bireylerden sadece varlıklı bireyler, beşeri sermayelerine yatırım yapabilecektir. Bu nedenle her hanenin başlangıçtaki servet düzeyi gelecekteki gelir ve servet düzeyini de benzer şekilde etkileyecektir. Servet birikimi açısından avantajlı olanlar miras bırakma yolu ile servetlerini gelecek nesillere aktarabilecektir. Ancak dezavantajlı olan yoksul kesimler ise düşük beşeri sermaye yatırıma sahip olarak gelecek nesillere daha düşük miktarda servet bırakabilecektir. Başka bir deyişle, gelir eşitsizliği gelecek nesillere miras yoluyla aktarılacaktır. Diğer taraftan, finansal piyasalar gelişmeye başladıkça düşük gelirli bireylerin bu piyasalardaki araçlardan yararlanma derecesi artar ve bu durum da gelir dağılımının daha adil bir yapıya kavuşmasını sağlar. Banerjee ve Newman (1993), Galor ve Zeira'ya (1993) benzer şekilde, finansal piyasaların gelişmişlik düzeyleri arttıkça düşük gelirli grupların başlangıç servet düzeyinden bağımsız hale geleceğini ve sistemden daha fazla yararlanan bu grupların gelir eşitsizliğini azaltacağını ileri sürmüştür

Üçüncü hipotez ise, Rajan ve Zingales (2003) tarafından geliştirilen Eşitsizliği Genişletici Hipotez veya Pozitif Doğrusal Hipotez adlı yaklaşımdır. Bu yaklaşıma göre, finansal gelişme arttıkça gelir eşitsizliği de artar, yani finansal gelişme ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkinin yönü pozitiftir. Clarke vd.'ne (2006) göre; finansal piyasaların (özellikle kurumların zayıf olduğu ekonomilerde) yüksek gelirli gruplara avantaj sağlamasının temel nedeni, bu grupların düşük gelirli gruplara göre teminat sunabilme ve kredileri geri ödeme olasılığının yüksek olmasıdır. Finansal piyasaların gelişmesiyle birlikte düşük gelirli grupların finansal sistemden fayda sağlama olanağının artması düşük bir ihtimal olarak görülmektedir. Böylece, finansal sistemin gelişmesi gelir dağılımını yüksek gelirli grupların lehine ancak düşük gelirli grupların aleyhine olacak şekilde bozar.

Yukarıda bahsedilen hipotezler kapsamında finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkileri inceleyen çok sayıda ampirik çalışma olmasına rağmen, son yıllarda söz konusu değişkenler arasındaki bağlantıda kurumların rolünü araştıran çalışmalar ön plana çıkmaya başlamıştır. Bu kapsamdaki tartışmalar, finansal gelişme arttıkça düzenleyici kurumların varlığının gelir eşitsizliğini azaltmada etkili olabileceği görüşü etrafında şekillenmektedir. Zayıf kurumların var olduğu toplumlarda güven ortamının tesis edilememesi ekonomik aktörler açısından belirsizlik ve riskin artması-

na yol açarak maliyetlerin yükselmesine neden olur. Çünkü öngörülebilir bir iktisadi ortamın varlığı makroekonomik göstergeler açısından önem arz eder. Daha açık bir ifadeyle, yatırım iklimi ve ekonomik büyümenin yanı sıra finansal gelişme ve adil gelir dağılımını doğrudan veya dolaylı olarak etkiler (Ünlü, 2021).

Zayıf kurumların varlığı zengin kesimler, siyasiler, bürokratlar gibi ayrıcalıklı grupların krediye erişimini kolaylaştırarak yoksulların finansal sistem içindeki payını azaltır. Ancak güçlü ve kaliteli kurumlar, bütün ekonomik aktörlerin finansal sistem içinde finansal işlemci olarak yer almasına olanak sağlar. Böylece kaliteli kurumlar, toplumdaki bütün bireylere finansal piyasaların sunduğu sermaye varlıklarına erişme ve sahip olma imkanı sunarken diğer taraftan da özellikle yoksul kesimlerin bir üst gelir grubuna yükselmesine fırsat sağlar (Perugini ve Tekin, 2020). Mülkiyet haklarının güvenliği ve sözleşmelerin uygulanabilirliği açısından etkin işleyen bir hukuk sistemine sahip olan ülkelerde, yasal düzenlemeler finansal piyasaların etkin bir şekilde işlemini sağlar. Tersine kurumsal ve yasal altyapının zayıf olduğu ülkelerde zengin kesimlerin lobicilik faaliyetleri yoksulların krediye erişimini sınırlar. Özetle, yolsuzluğun daha sıkı kontrol edildiği ülkelerde dezavantajlı grupların finansal piyasalara erişimi daha yüksektir. Ancak yolsuzluk olgusunun yüksek seyrettiği ülkelerde ise zengin kesimlerin finansmana erişimi sınırlaması sebebiyle finansal piyasalarda aktörler açısından homojen bir görünüm söz konusu olur. Başka bir ifadeyle, yoksulların finansal piyasalara erişimi nispeten sınırlı düzeyde kalır (Perugini ve Tekin, 2020). Bu durum, zengin ve yoksul kesimler arasındaki gelir farkının giderek açılmasına ve adil olmayan gelir dağılımına yol açar.

Özetle; kaliteli kurumlar, finans sisteminin daha etkin işlemesine yol açarak finansal araçlardan yararlanan işlemciler açısından heterojen bir görünümün oluşmasına yol açmaktadır. Yani farklı gelir gruplarındaki bireyler kaliteli kurumlar sayesinde gelişmiş ve etkin işleyen bir finans sisteminde işlemci olarak bulunmakta ve böylece toplumdaki adil olmayan servet dağılımı yerini daha adil bir dağılımına bırakmaktadır. Daha açık bir ifadeyle, kaliteli kurumların varlığı altında etkin işleyen finansal piyasalar toplumdaki tüm grupların finansal sisteme erişimini kolaylaştırarak gelir eşitsizliğinin azalmasına katkı sağlar (Adams ve Klobodu 2015 ve Alshubiri, 2021).

Literatürde finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki bağlantıyı inceleyen çok sayıda çalışma olmasına rağmen, söz konusu ilişkide kurumların moderatör etkisini araştıran çalışma sayısının sınırlı olması ve yükselen piyasa ekonomilerini inceleyen herhangi bir çalışmaya rastlanılmaması, bu çalışmanın hareket noktasını oluşturmuştur. Söz konusu iki husus, aynı zamanda çalışmanın motivasyonuna ve mevcut lite-

ratüre potansiyel katkılarına da işaret etmektedir. Bu noktadan hareketle çalışmanın amacı, finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkide kurumların moderatör etkisinin belirlenmesine katkıda bulunmaktır. Bu kapsamda, Uluslararası Para Fonu (International Monetary Fund-IMF) tarafından yükselen piyasa ekonomileri olarak adlandırılan 17 ülke analize dahil edilmiştir. Dünyanın nominal GSYH'sinin (Gayrisafi Yurtiçi Hasıla) ABD doları cinsinden %34'ünü ve satın alma gücü paritesi cinsinden %46'sını oluşturan yükselen piyasa ekonomileri IMF'ye göre; yüksek katma değerli mallar üretebilen ve yalnızca gelir açısından değil, aynı zamanda küresel piyasalara mali ve finansal açıdan entegre olan, sürdürülebilir büyüme ve istikrara sahip ekonomilerdir. Bu sınıflama oluşturulurken ülkelere ait nominal GSYİH, kişi başına düşen nominal gelir (ABD doları cinsinden) nüfus, küresel ticarete ihracatın payı, finansal piyasalara erişim vb. faktörler dikkate alınmaktadır (IMF, 2021). Yükselen piyasa ekonomilerinin 2002-2018 dönemine ait verileri (finansal gelişme endeksi, Gini endeksi ve yolsuzluk endeksi) kullanılarak panel veri analizine ilişkin prosedür takip edilmiştir.

Çalışma üç bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünden sonraki ilk bölümde, konu kapsamındaki ilgili literatür detaylı olarak irdelenmiştir. Ardından, çalışmada kullanılan veri setine ve oluşturulan modele ilişkin bilgilere üçüncü bölümde yer verilmiştir. Son bölüm ise analiz kısmına ayrılmış olup, uygulanan ekonometrik yöntemlere ilişkin bilgiler ve analizlerden elde edilen ampirik bulgular yer almıştır. Sonuç bölümünde ise genel değerlendirme ve önerilere yer verilmiştir.

2. Literatür Değerlendirmesi

Literatürde finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki bağlantıyı araştıran çok sayıda çalışma mevcuttur. Çalışma kapsamında, söz konusu ilişkinin farklı boyutlarını, farklı ülke, bölge ve ülke grupları için farklı ekonometrik metodolojileri takip ederek inceleyen çalışmalar temel olarak üç (3) grupta toplanarak değerlendirilmiştir. İlk grupta; finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalara, ikinci grupta söz konusu ilişkide çeşitli faktörlerin etkisini inceleyen çalışmalara ve üçüncü grupta ise finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki bağlantıda kurumların rolünü tespit etmeye çalışan araştırmalara yer verilmiştir. İlk gruptaki çalışmalara ilişkin özet bilgiler Tablo 1 aracılığıyla sunulmuştur.

Tablo 1. Finansal Gelişme-Gelir Eşitsizliği İlişkisini İnceleyen Çalışmalar

Yazar	Ülke	Dönem	Metodoloji	Sonuç
Clarke vd. (2003)	91 ülke	1960-1995	Panel veri analizi	Ters-u ilişkisi doğrulanmamıştır.
Gimet ve Lagoarde-Segot (2011)	49 ülke	1994-2002	Yapısal VAR	Finansal sektör gelişiminden gelir dağılımına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. İlave olarak, bankacılık sektörü eşitsizlik üzerinde güçlü bir etkiye sahiptir.
Jalil ve Feridun (2011)	Çin	1978-2006	ARDL	Finansal gelişme ile gelir eşitsizliği arasında uzun dönemde negatif yönlü güçlü bir ilişki vardır.
Kim ve Lin (2011)	65 ülke	1960-2005	Panel GMM	Finansal gelişme ile gelir eşitsizliği arasında lineer olmayan ilişki saptanmıştır. Finansal gelişme belirli bir eşik değere ulaştıkça eşitsizlik azalmaya başlamaktadır.
Shahbaz ve Islam (2011)	Pakistan	1971-2005	ARDL	Ters-u ilişkisi doğrulanmamıştır.
Tan ve Law (2012)	35 GOÜ	1980-2000	Panel GMM	Lineer olmayan ters-u ilişkisi mevcuttur.
Nikoloski (2013)	161 ülke	1962-2006	Dinamik panel veri analizi	Ters-u ilişkisi doğrulanmıştır.
Altunöz (2015)	Türkiye	1991-2014	ARDL	Ters-u ilişkisi doğrulanmamıştır.
Shahbaz vd. (2015)	İran	1965-2011	ARDL	Ters-u ilişkisi doğrulanmıştır.
Zhang ve Chen (2015)	Çin	1978-2013	Yapısal VAR	Ters-u ilişkisi doğrulanmıştır.
Argun (2016)	10 GOÜ	1989-2013	Panel veri analizi	Ters-u ilişkisi doğrulanmıştır.
Chen ve Kinkyö (2016)	88 ülke	1961-2012	Panel veri analizi	Finansal gelişme kısa dönemde gelir eşitsizliğini artırmakta ancak uzun dönemde azaltmaktadır.
Jauch ve Watzka (2016)	138 GÜ ve GOÜ		Arellano-Bond GMM	Ters-u ilişkisi doğrulanmamıştır.
Topuz ve Dağdemir (2016)	94 ülke	1995-2011	Sistem GMM	Ters-u ilişkisi doğrulanmıştır.
Çalışır ve Altıntaş (2017)	121 ülke	2000-2012	Saklı panel veri analizi	Farklı finansal gelişmişlik seviyelerine sahip ülke grupları için finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki eşbütünleşme ilişkisi doğrulanmıştır.
Destek vd. (2017)	Türkiye	1977-2013	ARDL ve VECM Granger Nedenlilik	Ters-u ilişkisi doğrulanmıştır.

Destek vd. (2020)	Türkiye	1990-2015	Temel bileşenler analizi ve ARDL	Ters-u ilişkisi doğrulanmıştır.
Hepsağ (2017)	G-7 ülkeleri	1961-2015	ARDL	ABD, İtalya ve Kanada için ters-u ilişkisi geçerli iken Almanya ve İngiltere için ilişki tespit edilememiştir.
Liu vd. (2017)	Çin Eyaletleri	1996-2012	Panel GMM	Ters-u ilişkisi doğrulanmıştır.
Park ve Shin (2017)	162 ülke	1960-2011	Panel veri analizi	Finansal gelişme gelir eşitsizliğini belirli bir noktaya kadar azaltmakta, ancak sonrasında finansal gelişme arttıkça gelir eşitsizliği daha fazla artmaktadır.
Azam ve Raza (2018)	ASEAN-5	1989-2013	Faktör analizi, Pedroni ve Kao eşbütünleşme testleri, EKKY ve GMM	Ters-u ilişkisi doğrulanmıştır.
Baiardi ve Morana (2018)	Euro Bölgesine dahil 19 ülke	1985-2013	MAS	Ters-U ilişkisi doğrulanmıştır.
Altunbaş ve Thornton (2019)	121 ülke (Düşük, orta ve yüksek gelirli)	1980-2015	Panel kantil regresyon analizi	Finansal gelişmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi gelir düzeyine göre farklılaşmaktadır.
Bittencourt vd. (2019)	50 ABD Eyaleti	1976-2011	Panel veri analizi	Finansal gelişmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi gelir eşitsizliğinin farklı düzeylerine göre değişmektedir.
Jung ve Vijberberg (2019)	Çin	1998-2014	Alansal bağımlılık modeli	Finansal gelişme, gelir eşitsizliğini azaltmaktadır.
Kar ve Kar (2019)	BRICS ülkeleri	1990-2014	Panel veri analizi	Finansal gelişme uzun dönemde gelir eşitsizliğini artırmaktadır.
Ağır vd. (2020)	E-7 ülkeleri	1988-2016	Dinamik panel veri analizi	Ters-u ilişkisi doğrulanmamıştır.
Pata (2020)	Türkiye	1987-2016	CCR ve FMOLS	Ters-u ilişkisi doğrulanmıştır.
Sekmen ve Topuz (2020)	22 GÜ ve GOÜ	1993-2016	Panel nedensellik	Finansal gelişmeden gelir eşitsizliğine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur ve söz konusu ilişki GÜ'lerde GOÜ'lere göre daha yaygındır.

Kaynak: Yazar tarafından tabloda yer alan kaynaklar kullanılarak oluşturulmuştur.

ARDL: Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif; CCR: Charnes, Cooper ve Rhodes Modeli; EKKY: En Küçük Kareler Yöntemi; FMOLS: Tam Modifiye En Küçük Kareler Yöntemi; GMM: Genelleştirilmiş Metotlar Metodu; GOÜ: Gelişmekte Olan Ülke; GÜ: Gelişmiş Ülke; MAS: Yiğilmalı Ortalama Model; VAR: Vektör Otoregresyon; VECM: Vektör Hata Düzeltme Metodu.

Tablo 1'e göre; Kim ve Lin (2011), Tan ve Law (2012), Nikoloski (2013), Shahbaz vd. (2015), Zhang ve Chen (2015), Argun (2016), Chen ve Kinkyu (2016), Topuz ve Dağdemir (2016), Destek vd. (2017), Destek vd. (2020), Liu vd. (2017), Azam ve Raza (2018), Baiardi ve Morana (2018) ve Pata (2020) tarafından yapılan çalışmalarda Finansal Kuznets Eğrisi Hipotezi kapsamındaki ters-u şeklindeki ilişki doğrulanmıştır. Ancak Clarke vd. (2003), Shahbaz ve Islam (2011), Altunöz (2015) ve Jauch ve Watzka (2016) tarafından yapılan araştırmalarda bu hipotezi destekleyen ampirik bulgulara ulaşılamamıştır. Diğer taraftan, finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki bağlantıya ilişkin farklı sonuçlara ulaşan çalışmalar da mevcuttur. Örneğin; Park ve Shin (2017), finansal gelişmenin gelir eşitsizliğini belirli bir noktaya kadar azalttığını, ancak o noktadan sonra finansal gelişme arttıkça gelir eşitsizliğinin daha fazla arttığını ileri sürmüştür. Altunbaş ve Thornton (2019)'a göre, finansal gelişmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini belirleyen unsur, gelir düzeyidir. Başka bir ifadeyle, söz konusu etki gelir düzeyine göre farklılaşmaktadır. Düşük ve yüksek gelirli ülkelerde finansal gelişme gelir eşitsizliğini teşvik ederken; orta gelirli ülkelerde ise gelir adaletine katkı sağlamaktadır. Bittencourt vd. (2019) tarafından yapılan çalışmada ise gelir eşitsizliği açısından ortalamanın altında kalan ABD'nin eyaletlerinde finansal gelişmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi artan oranda artarken; gelir eşitsizliği açısından ortalamanın üstünde kalan eyaletlerde ters-u şeklindeki ilişki doğrulanmaktadır. Ağır vd. (2020), E-7 ülkelerinde panelin tamamı için ters-u ilişkisinin geçerli olmadığını, ancak ülkelere ait bireysel sonuçlara göre Brezilya, Meksika ve Türkiye'de finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasında negatif; Çin, Endonezya ve Rusya'da ise pozitif ilişkinin mevcut olduğunu tespit etmiştir. Gimet ve Lagoarde-Segot (2011), bankacılık sektörünün eşitsizlik üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduğunu ve finansal gelişmeden gelir dağılımına doğru tek yönlü nedensellik olduğunu tespit etmiştir. Benzer şekilde, Sekmen ve Topuz (2020) tarafından yapılan araştırmada da finansal gelişmeden gelir eşitsizliğine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi saptanmış ve bu ilişkinin GÜ'lerde GOÜ'lere göre daha yaygın olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

İkinci grup çalışmalar, finansal gelişme-gelir eşitsizliği bağlantısında çeşitli faktörlerin etkisini inceleyen araştırmalardan oluşmaktadır. Örneğin; Hamori ve Hashiguchi (2012), söz konusu bağlantıyı ticari açıklık değişkeni açısından 126 ülkenin 1963-2002 dönemi için dinamik GMM yöntemini kullanarak analiz etmiştir. Analizden elde edilen bulgular, finansal derinleşmenin gelir eşitsizliğini azaltırken; ticari açıklıkların gelir eşitsizliğini artırdığını ve finansal derinleşme ile ticari açıklığın gelir eşitsizliği üzerinde simetrik etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Chiu ve Lee (2019), finansal gelişme, gelir eşitsizliği ve ülke riski arasındaki ilişkileri 59 ülkenin 1985-2015

dönemine ait verileri kullanarak panel yumuşak geçiş regresyon analizi ile incelemiştir. Yazarlara göre, ülkelerin farklı risk durumlarına göre farklı bağlantılar vardır. Örneklemin tamamı için istikrarsız ekonomik, istikrarlı mali ve istikrarlı siyasi ortamlar altında söz konusu ilişki doğrulanmaktadır. Alt örneklemelerde ise istikrarlı ekonomik ve finansal ortamlarda yüksek gelirli ülkelerdeki gelir eşitsizliğinin finansal gelişme yoluyla iyileştirilebileceğini destekleyen ampirik bulgular elde edilmiştir. Düşük gelirli ülkelerde ise finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasında pozitif yönlü ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Kavya ve Shijin (2020), finansal gelişme, gelir eşitsizliği ve ekonomik kalkınma arasındaki ilişkiyi 28 yüksek gelirli, 41 orta gelirli ve 16 düşük gelirli ülke için 1984-2014 dönemine ait verileri kullanarak dinamik panel GMM yöntemi ile incelemiştir. Sonuçlara göre, değişkenler arasındaki ilişkilerin varlığını destekleyen kanıtlara ulaşamamıştır.

Kunieda vd. (2011) ile Sethi vd. (2021), finans-eşitsizlik bağlantısında küreselleşmenin rolünü incelemiş ve benzer sonuçlara ulaşmıştır. Kunieda vd. (2011), bu etkileri 119 ülke için 1985-2009 dönemine ait verileri kullanarak sistem GMM yöntemi ile tahmin etmeye çalışmıştır. Yazarlar, ülke ekonomisinin küresel finans piyasalarına entegre olmaması halinde, finansal gelişmenin gelir eşitsizliğini azalttığını, ancak küresel finans piyasalarına açıklık derecesi arttıkça finansal gelişmenin gelir eşitsizliğini artırdığı sonucuna varmıştır. Benzer şekilde, Sethi vd. (2021) tarafından yapılan çalışmada, Hindistan örneği 1980-2014 dönemi için ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılarak araştırılmıştır. Küreselleşmenin ve finansal gelişmenin gelir eşitsizliğini artırdığına işaret eden ampirik bulgulara ulaşılmıştır.

Beck vd. (2004), Kappel (2010), Seven ve Coskun (2016) ve Zhang ve Naceur (2019) tarafından yapılan çalışmalarda yoksulluk, finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişki araştırılmıştır. Beck (2004), finansal gelişme, gelir dağılımı ve yoksulluk arasındaki ilişkiyi test etmek için 52 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkenin 1980-2000 dönemine; finansal gelişme ve yoksulluk arasındaki ilişkileri test etmek için ise 58 gelişmekte olan ülkenin 1982-2000 dönemine ait verilerini kullanarak panel veri analizini takip etmiştir. Elde edilen bulgulara göre, finansal gelişme arttıkça yoksulların gelirleri kişi başına ortalama GSYİH'dan daha hızlı büyümekte, gelir eşitsizliği ve yoksulluk oranı daha hızlı düşmektedir. Kappel (2010) ise söz konusu ilişkiyi 78 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkenin 1960-2006 dönemi için panel 2SLS yöntemini kullanarak araştırmıştır. Yazar, gelişmekte olan ülkelerde finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki bağlantının zayıf olduğunu ve finansal gelişmenin eşitsizlik ile yoksulluk üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğunu tespit etmiştir. Seven ve Coskun (2016), finansal gelişmenin gelir eşitsizliği ve yoksulluğu azaltıp azaltmadığını belir-

lemek için 45 geli mekte olan  lkeyi 1987-2011 d nemi i in analize tabi tutmuştur. Sistem GMM analizinin kullanıldığı  alıřmadan elde edilen bulgular, finansal geliřmenin d ř k gelirli gruplar i in mutlak fayda saėlamadığını ve yoksulluk  zerinde  nemli bir rol n n olmadığını ortaya koymuřtur. Zhang ve Naceur (2019) ise s z konusu    deėiřken arasındaki iliřkiyi 143 geliřmiř ve geliřmekte olan  lke  rneėinde 1961-2011 d nemi i in incelemiřtir. Panel veri analizinin kullanıldığı  alıřmada, Beck vd. (2004)'e benzer řekilde, finansal geliřmenin gelir eřitsizliėi ve yoksulluėu azalttıėı sonucuna ulařılmıřtır.

  nc  grup  alıřmalar, finansal geliřme ve gelir eřitsizliėi arasındaki baėlantıda kurumların rol n  inceleyen arařtırmalardan oluřmaktadır. Yukarıda detaylı olarak bahsedildiėi  zere, literat rde finansal geliřme ile gelir eřitsizliėi arasındaki iliřkiyi inceleyen  ok sayıda  alıřma olmasına raėmen, s z konusu iliřkide kurumların rol ne vurgu yapan sınırlı sayıda  alıřma mevcuttur.  rneėin; Law vd. (2014), 81  lkenin 1985-2010 d nemine ait verilerini panel eřik deėer analizinde kullanarak finansal geliřmenin gelir eřitsizliėi  zerindeki etkisinde kurumsal kalitenin rol n  arařtırmıřtır. Yazarlara g re, kurumsal kalite; finansal geliřme ve gelir eřitsizliėi arasındaki iliřkiyi etkilemektedir. Yani, daha kaliteli finansman daha eřit gelir daėılımı ile sonu lanmaktadır. Finansal geliřme, gelir eřitsizliėini ancak kurumsal kalite belirli bir eřik deėeri ařtıktan sonra azaltmaktadır. Ancak o eřik deėere kadar finansal geliřmenin gelir eřitsizliėi  zerinde etkisi yoktur. Benzer řekilde, Adeleye (2017), Sahra-altı Afrika  lkeleri i in 1996-2015 d neminde kurumların s z konusu baėlantıdaki rol n  sistem GMM y ntemini kullanarak analiz etmiřtir. Elde edilen bulgular, finansal geliřmenin gelir eřitsizliėini anlamlı řekilde azaltmadığını g stermektedir. Bununla birlikte, yolsuzluėun kontrol  ile i  kredilerin etkileřimi ve gelir eřitsizliėi arasında ters-u iliřkisinin varlıėı tespit edilmiřtir. Adams ve Klobodu (2015), Sahra-altı Afrika  lkelerinde yolsuzluėun finansal geliřme-gelir eřitsizliėi arasındaki iliřkide moderat r etkisini panel veri analizini kullanarak arařtırmıřtır. 1985-2011 d nemine ait ilgili veriler kullanılarak ger ekleřtirilen analiz sonu larına g re; finansal geliřme, gelir eřitsizliėi  zerinde pozitif etkiye sahiptir. Yolsuzluėun kontrol  ve gelir eřitsizliėi arasında ise ters y nl  iliřki mevcuttur. Moderat r deėiřken ise gelir eřitsizliėi ile negatif iliřkilidir. Perugini ve Tekin (2020), dinamik panel veri analizini kullanarak, kaliteli kurumların varlıėının etkisini 48 orta ve y ksek gelirli  lke i in arařtırmıřtır. 1996-2014 d neminin analiz edildiėi  alıřmada, finansal geliřmenin gelir eřitsizliėini artırma eėiliminde olduėu ancak bu etkinin kaliteli kurumların varlıėı arttıka azaldıėı sonucuna ulařılmıřtır. Alshubiri (2021) ise OECD (Ekonomik iřbirliėi ve Kalkınma  rg t ) ve Asya  lkelelerinde 2002-2018 d nemi i in panel GMM y ntemini kullanarak kurumların finansal

gelişme ve gelir eşitsizliği bağlantısındaki rolünü incelemiştir. Yazara göre, Asya ülkelerinde, resmi finansal kurumların aşırı genişlemesi, gelir eşitsizliğine yol açmaktadır. Ayrıca, düzenleyici kurumlar her iki ülke grubunda da gelir adaletsizliğini aşamalı olarak azaltmaktadır.

Finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki bağlantıda kurumların rolünü inceleyen araştırmaların elde ettiği bulgular dikkate alındığında, finansal gelişme arttıkça kaliteli düzenleyici kurumların varlığının gelir eşitsizliğini azaltmada etkili olduğu sonucuna ulaşılabılır (Adams ve Klobodu, 2015; Perugini ve Tekin, 2020 ve Alshubiri, 2021). Bununla birlikte, finansal gelişme, gelir eşitsizliği ve kurumlar arasındaki bağlantı için ters-u şeklindeki ilişkiden bahsedilebilir (Law vd., 2014 ve Adeleye, 2017).

3. Veri Seti ve Model

Finansal gelişmenin ekonomik büyüme, eşitsizlik ve ekonomik istikrar üzerindeki etkisini araştıran ampirik çalışmalar incelendiğinde, finansal gelişmeyi temsil etmek üzere genellikle özel sektöre verilen kredilerin GSYİH'ya oranı veya piyasa kapitalizasyonunun GSYİH'ya oranı gibi finansal gelişmenin karmaşık ve çok boyutlu yapısını hesaba katmayan göstergelerin kullanıldığı görülmektedir. Ancak IMF tarafından geliştirilen finansal gelişme endeksi; finansal kurumlar ve finansal piyasaların gelişmişlik düzeyini derinlik, erişim ve etkinlik açısından toplam dokuz alt endeks aracılığıyla değerlendirerek daha sağlıklı ve etkin bir ölçüm aracı sunmaktadır. Toplulaştırılmış endeks niteliğinde olan finansal gelişme endeksi; 0-1 arasında değerler almaktadır. Bir ülkenin ilgili endekse ait değerinin sıfıra yaklaşması o ülkenin finansal gelişmişlik seviyesinin düşük olduğu, 1 değerine yaklaşması ise finansal gelişmişliğin arttığı anlamına gelmektedir. (IMF, 2016). Dolayısıyla, bu çalışma kapsamında oluşturulan modelde bağımlı değişken olarak; IMF tarafından geliştirilen finansal gelişme endeksi (FDI) kullanılmıştır. Bağımsız değişken olarak ise gelir eşitsizliğini temsil etmek üzere Dünya Bankası ve Frederick Solt (2020) tarafından geliştirilen Standartlaştırılmış Dünya Gelir Eşitsizliği Veri Tabanı'nda (The Standardized World Income Inequality Database-SWIID) yer alan Gini endeksi (GINI) kullanılmıştır. Bununla birlikte, Dünya Bankası tarafından yayınlanan ve Dünya Yönetişim Göstergeleri (World Governance Indicators-WGI) kapsamında yer alan yolsuzluk endeksi (CORR) kurumsal faktörleri temsilen bağımsız değişken olarak modele dahil edilmiştir. Bu endeks, kurumların veya belli grupların kamu gücünü kişisel kazanç elde etmek amacıyla kullanıp kullanmadığını göstermektedir ve 0-100 arasında değerler almaktadır.

Finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkileri kurumların moderatör etkisi üzerinden incelemeyi amaçlayan bu çalışmada, verilerin elde edilebilirliği kısıtı

altında, 17 yükselen piyasa ekonomisinin¹ 2002-2018 dönemine ait yıllık veri setlerinin logaritmik değerleri kullanılarak panel veri analizine ait prosedür takip edilmiştir. Analizde kullanılan ekonometrik model denklem 1’de verilmiştir.

$$\ln GINI_{it} = \alpha_0 + \alpha_{1t} \ln FDI_{it} + \alpha_{2t} \ln CORR_{it} + \alpha_{3t} \ln FDI * \ln CORR_{it} + \varepsilon \quad (1)$$

Yukarıda yer alan (1) no’lu denklemde $i = 1, 2, 3, \dots, N$ yatay kesit sayısını ve $t = 1, 2, 3, \dots, T$ zaman boyutuna işaret etmektedir. α_0 ve ε ise sırasıyla; sabit terimi ve hata terimini temsil etmektedir. Modelde yer alan $\ln GINI$, $\ln FDI$, $\ln CORR$ ve $\ln FDI * \ln CORR$ sırasıyla; Gini endeksi, finansal gelişme endeksi, yolsuzluk endeksi ve moderatör değişkeni temsil etmektedir. (1) no’lu denklemdeki α terimleri ($\alpha_0, \alpha_{1t}, \alpha_{2t}$ ve α_{3t}) bağımsız değişkenlere ait esneklik katsayılarını göstermekte olup, bu katsayılarla ilgili üç (3) alternatif durum söz konusudur: i) Eğer katsayılar istatistiki olarak anlamsız ise değişkenler arasında herhangi bir ilişkinin olmadığı, ii) eğer katsayılar pozitif değere ($\alpha_1 > 0$) sahip ve anlamlı ise bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkenler üzerindeki etkisinin pozitif ve iii) eğer katsayılar negatif değere ($\alpha_1 < 0$) sahip ve anlamlı ise negatif etkinin söz konusu olduğu sonucuna varılır.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	$\ln GINI$	$\ln FDI$	$\ln CORR$	$\ln FDI * \ln CORR$
Ortalama	3.739	0.068	3.777	2.950
Medyan	3.740	0.063	3.836	2.998
Maksimum	4.151	0.166	4.516	3.846
Minimum	3.288	0.039	2.261	1.068
Standart Sapma	0.189	0.020	0.454	0.593
Çarpıklık	-0.360	1.663	-0.739	-0.467
Basıklık	3.506	6.839	3.217	2.276
Jarque- Bera (Olasılık)	8.938 (0.01)	296.818 (0.00)	25.698 (0.00)	16.068 (0.00)
Gözlem Sayısı	276	276	276	276

Tablo 1’de, ön bilgi sunması amacıyla analizde kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistiklere özet olarak yer verilmiştir. Tablodaki değerlere göre; i) $\ln CORR$ değişkeninin ortalama (3.777), medyan (3.836) ve maksimum (4.516) değerleri diğer değişkenlere göre daha yüksektir, ii) En yüksek minimum değere sırasıyla $\ln GINI$ (3.288) ve $\ln CORR$ (2.261) değişkenleri sahiptir ve iii) $\ln FDI * \ln CORR$ (0.593) ve $\ln CORR$ (0.454) değişkenleri, standart sapması en yüksek olan değişkenlerdir.

1 Brezilya, Çin, Endonezya, Filipinler, Güney Afrika, Hindistan, İran, Kolombiya, Macaristan, Malezya, Meksika, Mısır, Polonya, Rusya, Şili, Tayland ve Türkiye.

4. Ekonometrik Uygulama

4.1. Yatay Kesit Bağımlılık Testleri

Panel veri analizlerinde yatay kesitler arasındaki bağımlılık durumunun test edilmesi sonuçların tutarlı ve yansız olması açısından önemlidir. Yatay kesit bağımlılığının test edilmesinde kullanılan yaygın testlerinden ilki; Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen ve aşağıdaki (2) nolu denklemde yer alan Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier -LM) testidir (Pesaran, 2008):

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{p}_{ij}^2 ; \chi^2 N (N - 1)/2 \quad (2)$$

(2) nolu denklemde, \hat{p}_{ij} , ikili kalıntılar arasındaki örnek korelasyon tahminlerini temsil etmektedir. LM istatistiği yatay kesit bağımlılığı olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi altında, N sabit ve $T \rightarrow \infty$ iken $N(N-1)/2$ serbestlik derecesi ile ki-kare asimptotik dağılıma sahiptir. Zaman boyutunun (T) yatay kesit boyutundan (N) büyük olduğu ($T > N$) durumlarda geçerlidir. Pesaran (2004) tarafından Breusch ve Pagan (1980) testi temel alınarak T ve N'nin büyük olduğu paneller için CD_{LM} test istatistiği geliştirilmiştir:

$$CD_{LM} = \left(\frac{1}{N(N-1)} \right)^{1/2} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T \hat{p}_{ij}^2 - 1) ; N(0,1) \quad (3)$$

Yukarıdaki (3) nolu denklemde gösterilen CD_{LM} testi için öncelikle $T \rightarrow \infty$ ve sonrasında $N \rightarrow \infty$ yakınsadığında asimptotik olarak normal dağılıma sahip olduğu ve yatay kesit bağımlılığının olmadığı varsayılmaktadır. Ancak N büyük ve T küçük ise CD_{LM} testi önemli düzeyde bozulmalar sergilemektedir. Pesaran (2004), $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ olan herhangi bir panelde zaman boyutunun yatay kesit boyutundan küçük olduğu $N > T$ durumu için geçerli olan CD test istatistiğini geliştirmiştir:

$$CD = \sqrt{\left(\frac{2T}{N(N-1)} \right)} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{p}_{ij}^2 \right) ; N(0,1) \quad (4)$$

(4) nolu denklemde yer alan CD testi, N ve T sabit iken sıfır ortalamaya sahiptir ve yatay kesit kalıntıları arasındaki korelasyon katsayılarının toplamına eşittir. Ho hipotezi yatay kesitler arasında ilişkinin olmadığını göstermekte olup, test istatistiği normal dağılıma sahiptir (Pesaran, 2004; Menyah vd., 2014). Pesaran vd. (2008) LM test istatistiğinin T küçük ve N büyük ($N > T$) iken sapmalı olacağını ileri sürerek bu test istatistiğinin sapması düzeltilmiş versiyonu olan LM_{adj} test istatistiğini önermiştir:

$$LM_{adj} = \sqrt{\left(\frac{2}{N(N-1)} \right)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{p}_{ij}^2 \frac{(T-k)\hat{p}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\sqrt{v_{Tij}^2}} ; N(0,1) \quad (5)$$

Denklem (5)'te yer alan k regresör sayısını; μ_{Tij} ve v_{Tij}^2 ise sırasıyla; $(T - k)\hat{p}_{ij}^2$ 'nin ortalamasını ve varyansını göstermektedir. Sıfır hipotezi altında, $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ iken $LM_{adj} \rightarrow N(0,1)$ şeklindedir.

Yukarıda yer alan panel yatay kesit bağımlılığı testleri için sıfır hipotezi ve alternatif hipotez sırasıyla "Ho: Yatay kesit bağımlılığı yoktur" ve "H1: Yatay kesit bağımlılığı vardır" şeklinde kurulmaktadır. Eğer yapılan testler sonucunda Ho hipotezi kabul edilirse birinci nesil panel birim kök testleri; aksine H1 hipotezi kabul edilirse ikinci nesil panel birim kök testleri ile serilerin durağanlığı sınanmaktadır.

Tablo 2. Yatay Kesit Bağımlılığı Testleri

Testler	InGINI	InFDI	InCORR	InFDI*InCORR
LM (Breusch ve Pagan 1980)	1157.584 (0.000)*	570.716 (0.000)*	519.807 (0.000)*	413.955 (0.000)*
CDLM (Pesaran 2004)	61.942 (0.000)*	26.358 (0.000)*	23.271 (0.000)*	16.853 (0.000)*
CD (Pesaran 2004)	61.411 (0.000)*	25.827 (0.000)*	22.740 (0.000)*	16.322 (0.000)*
LMadj (Pesaran vd. 2008)	6.798 (0.000)*	6.598 (0.000)*	0.670 (0.502)	0.7013 (0.483)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini (prob) göstermektedir. * ise %1 düzeyinde anlamlılığı temsil eder.

Tablo 2'de analize dahil edilen InGINI, InFDI, InCORR ve InFDI*InCORR değişkenlerine ait yatay kesit bağımlılık test sonuçları yer almaktadır. Buna göre; bütün değişkenlere ait LM, CDLM ve CD test istatistiklerine ait p-değerleri 0.05'ten küçük olduğu için (<0.05) serilerde yatay kesit bağımlılığının olmadığına işaret eden Ho hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. LM_{adj} test istatistiklerine ait olasılık değerlerine bakıldığında, InGINI ve InFDI değişkenleri için p-değeri <0.05 olduğundan Ho hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilirken; InCORR ve InFDI*InCORR değişkenleri için ise seriler arasında yatay kesit bağımlılığı olmadığını gösteren Ho hipotezi kabul edilmiştir. Panel veri analizinde seriler arasında yatay kesit bağımlılığının tespitinde kullanılan testlerin seçiminde zaman boyutu ve yatay kesit boyutu arasındaki ilişkiler önemlidir. Eğer $T=N$ ise Pesaran (2004) CD_{LM} testi kullanılmaktadır. Bu doğrultuda, seriler arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığını belirten sıfır hipotezi reddedilmiştir, yani seriler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğuna karar verilmiştir.

4.2. CADF Birim Kök Testi

Panel veri setlerinde seriler arasında yatay kesit bağımlılığının olup olmaması, serilerin durağanlığını sınamak için kullanılacak olan birim kök testlerinin farklılık göstermesine neden olmaktadır. Bu açıdan birim kök testleri birinci nesil panel birim kök testleri ve ikinci nesil panel birim kök testleri olmak üzere ikiye ayrılır. Birinci nesil panel birim kök testleri, birimler arasında korelasyon olmadığını varsayar. Ancak birimler arasında korelasyon varsa söz konusu testlerin gücü azalmaktadır. Bu grupta en sık kullanılan panel birim kök testleri; Harris ve Tzavalis (1999), Fisher ADF (Maddala ve Wu, 1999), Hadri (2000), Fisher Philips ve Perron (Choi, 2001), Levin, Lin ve Chu (2002), Breitung (2005) ve Im, Pesaran ve Shin (2003) testleridir. İkinci nesil panel birim kök testleri ise seriler arasında korelasyon olduğunu varsaymaktadır. Bu grupta sıklıkla kullanılan birim kök testleri, Bai ve Ng (2004), Pesaran (2007) ve Hadri ve Kurozumi (2012)'ye aittir (Tatoğlu, 2013).

Bu çalışmada, Pesaran (2004) CD_{LM} testine ait sonuçlara göre paneli oluşturan ülkeler arasında "yatay kesit bağımlılığı yoktur" şeklindeki sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiği için, serilerin durağanlığı ikinci nesil panel birim kök testlerinden Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF (Yatay Kesit Genelleştirilmiş Dickey Fuller) testi ile sınanmıştır. CADF test istatistiği aşağıda yer alan denklem aracılığıyla tahmin edilmektedir:

$$Y_{i,t} = (1 - \Phi_i)\mu_i + \Phi_i Y_{i,t-1} + u_{i,t}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (6)$$

Denklem (6)'da $Y_{i,0}$ başlangıç değerini temsil eder ve bu değer sonlu bir ortalama ve varyans ile belirli bir yoğunluk fonksiyonuna sahiptir. Hata terimi $u_{i,t}$ ise tek faktörlü bir yapıya sahiptir.

$$u_{i,t} = \gamma_i f_t + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

(7) nolu denklemde f_t her bir serinin gözlenemeyen ortak etkilerini ve $\epsilon_{i,t}$ ise bireysel-spesifik hatayı temsil etmektedir. Denklem (6) ve (7) kullanılarak test istatistiğinin sıfır hipotezine ait temel denklem ile sıfır hipotezi ve alternatif hipotez aşağıdaki gibi yazılır:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i Y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$H_0 : \beta_i = 0; \text{ Bütün } i\text{'ler için (Seri durağan değildir)}$$

$$H_1 : \beta_i < 0; i = 1, 2, \dots, N_1, \beta_i = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \text{ (Seri durağandır)}$$

Paneldeki her bir yatay kesite ait test istatistiklerinin ortalaması alınmak suretiyle panelin tamamı için CIPS (Cross-Sectionally-IPS) test istatistiği hesaplanır (Pesaran, 2007). CIPS test istatistiği aşağıdaki gibi formüle edilmektedir:

$$CIPS(N,T) = \bar{t} - \bar{bar} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N,T) \quad (9)$$

CIPS test istatistiği değerleri ile Pesaran (2007)'nin CADF kritik tablo değerleri ile karşılaştırarak paneli oluşturan serilerin durağanlığı test edilmektedir. Eğer CADF kritik tablo değeri, bu test istatistiğinden büyük ise boş hipotez reddedilir ve serinin durağan olduğuna karar verilir. Tablo 3 ve Tablo 4'te lnGINI, lnFDI, lnCORR ve lnFDI*lnCORR değişkenlerine ait serilerin durağanlığını sınamak için kullanılan CADF birim kök testine ve CIPS test istatistiğine ait sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 3. CADF Birim Kök Testi Sonuçları

	Sabitli		Sabitli+Trendli	
	Z[t-bar]	p-değeri	Z[t-bar]	p-değeri
lnGINI	2.614	0.996	2.146	0.984
lnFDI	2.446	0.993	-2.748	0.003*
lnCORR	1.375	0.915	-2.459	0.007*
lnFDI*lnCORR	0.990	0.839	2.369	0.991
ΔlnGINI	-2.554	0.005*	-0.944	0.173
ΔlnFDI	-9.919	0.000*	-2.748	0.003*
ΔlnCORR	-9.084	0.000*	-7.608	0.000*
ΔlnFDI*lnCORR	-7.510	0.000*	-6.144	0.000*

Not: *, %1 düzeyinde anlamlılığı temsil eder.

Tablo 3'te görüldüğü üzere, sabitli modelde bütün değişkenlere ait seriler için düzeyde durağanlık olmadığını ifade eden sıfır hipotezi kabul edilmiştir. Trendli modelde ise lnFDI ve lnCORR değişkenlerine ait seriler için sıfır hipotezi reddedilirken; lnGINI ve lnFDI*lnCORR değişkenleri için sıfır hipotezi kabul edilmiştir. Değişkenlere ait serilerin birinci farkları alındığında; sabitli modelde bütün değişkenler için sıfır hipotezi reddedilmiştir. Trendli model açısından bakıldığında ise lnGINI değişkeni hariç, diğer bütün değişkenlere ait seriler için sıfır hipotezi reddedilmiştir.

Tablo 4. CIPS Testi Sonuçları

	Sabitli		Sabitli+Trendli	
	CIPS	Kritik değer (0.05)	CIPS	Kritik değer (0.05)
lnGINI	-0.939	-2.21	-1.665	-2.73
lnFDI	-1.503	-2.21	-2.953	-2.73
lnCORR	-1.531	-2.21	-2.882	-2.73
lnFDI*lnCORR	-1.851	-2.21	-2.098	-2.73

Tablo 4'te yer alan CIPS test istatistiği panelin tamamı için durağanlık test sonuçlarını göstermektedir. Buna göre, lnFDI değişkeni hariç, diğer tüm değişkenlerin düzeyde durağanlığa sahip olmadığı görülmektedir. Yani, bu seriler birim kök içermektedir. Nihai olarak CADF ve CIPS test istatistiklerinden elde edilen bulgular değerlendirildiğinde, sabitli modeller için serilerin birinci farklarında durağan olduğu anlaşılmaktadır. Ancak trendli modeller için seriler farklı durağanlık düzeylerine sahiptir.

4.2. Eşbütünleşme Katsayılarının Homojenliğinin Test Edilmesi

Panel veri analizlerinde, eşbütünleşme denkleminde yer alan eğim katsayılarının kesitler için homojen olup olmadığı ilk defa Swamy (1970) tarafından çalışmalar ile test edilmiştir. Pesaran ve Yamagata (2008), Swamy testinin farklı boyutlardaki N ve T'ler için kullanılabilmesine imkân tanıyan iki farklı test istatistiği geliştirmiştir.

Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen testlerde, $Y_{it} = \alpha + \beta_{it}X_{it} + \varepsilon_{it}$ şeklinde tanımlanan eşbütünleşme denklemindeki eğim katsayılarının (β_i) yatay kesitler arasında farklı olup olmadığı (10) ve (11) nolu denklemler aracılığıyla gösterilen Delta Tilde (Δ) ve Düzeltilmiş Delta Tilde (Δ_{adj}) testleri ile sınanmaktadır (Pesaran ve Yamagata, 2008):

$$\Delta = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}S-k}{\sqrt{2k}} \right) \approx X^2k \quad (10)$$

$$\Delta_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}S-k}{v(T,k)} \right) \approx N(0,1) \quad (11)$$

Yukarıdaki denklemlerde yer alan N, S, k ve $v(T, k)$ terimleri sırasıyla; yatay kesit sayısını, Swamy test istatistiğini, açıklayıcı değişken sayısını ve standart hatayı temsil etmektedir. (10) ve (11) nolu denklemlerde yer alan test istatistiklerine ait hipotezler aşağıdaki gibi kurulmaktadır:

$H_0 : \beta_i = \beta$ (Eğim katsayıları homojendir)

$H_1 : \beta_i \neq \beta$ (Eğim katsayıları homojen değildir)

Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen homojenite testine ait sonuçlar Tablo 5'te yer almaktadır.

Tablo 5. Homojenlik Test Sonuçları

Testler	Test İstatistiği	p-değeri	Karar
Delta Tilde (Δ)	9.552	0.000*	Heterojen
Düzeltilmiş Delta Tilde (Δ_{adj})	11.447	0.000*	Heterojen

Not: *, %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 5'te, Delta Tilde (Δ) ve Düzeltilmiş Delta Tilde (Δ_{adj}) testlerine ait hesaplanan test istatistiklerinin %5 düzeyinde anlamlılığa ($0.00 < 0.05$) sahip olduğu görülmektedir. Bu durumda, eğim katsayılarının yatay kesitler arasında homojen olduğunu varsayan H_0 hipotezi reddedilerek eğim katsayılarının heterojen olduğuna karar verilmiştir.

4.3. Durbin-Hausman (Durbin-H) Panel Eşbütünleşme Testi

Panel veri analizlerinde, seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin tespit edilebilmesi için eşbütünleşme testlerinden faydalanılmaktadır. Bu çalışmada, Westerlund (2008) tarafından geliştirilen Durbin-H panel eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Yatay kesit bağımlılığını ve eğim katsayılarının heterojenliğini dikkate alan bu yöntem, bağımlı değişkenin I(1) olması koşuluyla, bağımsız değişkenlerin I(0) ve/veya I(1) olması durumunda değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasına imkan tanımaktadır. Aynı zamanda Durbin-H testi ile eşbütünleşme ilişkisi hem grup hem de panel boyutunda test edilebilmektedir. Otoregresif parametrenin kesitler arasında heterojen olduğu varsayımına dayanan Durbin-H grup istatistiği (DH_g) aşağıda yer alan (12) nolu denklem yardımıyla gösterilmektedir (Westerlund, 2008):

$$DH_g = \sum_{i=1}^n S_i (\Phi_i - \Phi_i)^2 \sum_{t=2}^T e_{it-1}^2 \quad (12)$$

(13) nolu denklemde ise otoregresif parametrenin kesitler arasında homojen olduğu varsayımına dayanan Durbin-H panel istatistiği (DH_p) yer almaktadır (Westerlund, 2008):

$$DH_p = S_n(\hat{\theta} - \theta)^2 \sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T e_{it-1}^2 \quad (13)$$

(12) ve (13) nolu denklemlerde yer alan Durbin-H test istatistiklerine ait hipotezler aşağıdaki gibi kurulmaktadır:

$H_0 : \theta_i = 1$; Eşbütünleşme ilişkisi yoktur. ($i=1,2,\dots,n$)

$H_1 : \theta_i < 1$; Eşbütünleşme ilişkisi vardır. ($i=1,2,\dots,n$)

Tablo 6. Durbin-H Testi Sonuçları

Testler	Test İstatistiği	Kritik Değer (0.05)	Karar
Durbin-H Grup İstatistiği (DH_g)	10.993	1.645	H_0 red
Durbin_H Panel İstatistiği (DH_p)	22.964	1.645	H_0 red

Tablo 6'da Westerlund (2008) tarafından geliştirilen Durbin-H panel eşbütünleşme testine ait sonuçlar yer almaktadır. Durbin-H testine ait hesaplanan istatistikler ile normal dağılım tablosundaki kritik değerler karşılaştırıldığında ülke gruplarında ve panelin genelinde H_0 hipotezinin reddedildiği görülmektedir. Bu sonuçlara göre, modelde yer alan tüm değişkenler (lnGINI, lnFDI, lnCORR ve lnFDI*lnCORR) arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığı doğrulanmaktadır.

4.4. Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmin Edilmesi

Analize dahil edilen değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesinin ardından açıklayıcı değişkenlere ait uzun dönemli katsayıların tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu çalışmada, yatay kesit bağımlılığı altında heterojen paneller için Pesaran (2006) tarafından geliştirilen Ortak İlişkili Etkiler (Common Correlated Effects-CCE) yöntemi takip edilmiştir. Söz konusu yöntem, açıklayıcı değişkenler ile birlikte gözlemlenemeyen ortak etkilerin durağan ve dışsal olduğunu varsaymakta ve T sabit, $N \rightarrow \infty$ veya $N, T \rightarrow \infty$ olduğu durumlarda tutarlı ve asimptotik olarak normal dağılan parametre tahminlerine izin vermektedir. Aynı zamanda bu test, açıklayıcı değişkenlerin eşbütünleşme derecelerinin I(0) ve I(1) olduğu koşullarda da tutarlı sonuçlar vermektedir. CCE yöntemi (14) nolu denklemde yer alan doğrusal formdaki heterojen panel veri regresyon modeline dayanmaktadır (Pesaran, 2006):

$$Y_{it} = \alpha'_i d_t + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T \quad (14)$$

Pesaran (2006) yatay kesit bağımlılığı altında bağımsız değişkenlere ait uzun dönem katsayıların tahmin edilmesini sağlamak amacıyla eğim katsayılarının heterojen olduğunu varsayan Ortak İlişkili Etkiler Ortalama Grup (Common Correlated Effects Mean Group-CCEMG) tahmincisini geliştirmiştir:

$$b_{CCEMG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n b_i \quad (15)$$

CCEMG yönteminde, açıklayıcı değişkenlere ait uzun dönem katsayılar paneldeki her bir yatay kesite ait katsayıların aritmetik ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. Bu yöntemde panel eşbütünleşme katsayısı yukarıda yer alan (15) nolu denklem aracılığıyla hesaplanmaktadır. Denklemdeki $b_i (b_i = (X_i' M_w X_i)^{-1} (X_i' M_w Y_i))$ her bir yatay kesit için CCE tahminini göstermektedir (Pesaran, 2006).

Tablo 7. CCEMG Tahmin Sonuçları

Ülkeler	lnFDI	p-değeri	lnCORR	p-değeri	lnFDI*CORR	p-değeri
Brezilya	-10.876	0.398	-0.391	0.648	-0.170	0.511
Şili	138.68	0.109	5.660	0.124	-1.640***	0.098
Çin	7.718	0.137	0.610	0.117	-0.251***	0.091
Kolombiya	-17.97	0.729	-0.682	0.823	0.138	0.901
Mısır	0.924	0.717	0.176	0.384	-0.110	0.187
Macaristan	20.180	0.469	1.073	0.451	-0.339	0.405
Hindistan	23.147	0.612	1.732	0.602	-0.654	0.590
Endonezya	-0.808	0.861	-.0181	0.517	0.141	0.219
İran	2.264	0.827	0.299	0.680	-0.179	0.534
Malezya	11.437	0.551	0.673	0.561	-.0223	0.504
Meksika	-3.114	0.227	-0.170	0.387	0.061	0.467
Filipinler	3.867	0.110	0.272	0.148	-0.113	0.208
Polonya	44.267	0.579	1.777	0.641	-0.470	0.679
Rusya	3.331	0.583	0.253	0.750	-0.000	1.000
Güney Afrika	-2.246	0.420	-0.140	0.353	0.0459	0.241
Tayland	4.872	0.340	0.571	0.152	-0.2818**	0.035
Türkiye	-8.721	0.565	-0.363	0.691	-0.015	0.955
Panel	12.761	0.138	0.657***	0.064	-0.239**	0.019
Wald istatistiği= 11.54		p-değeri=0.009*				

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı temsil eder. Değişkenlerin yer aldığı sütunlar katsayılara ait değerleri göstermektedir.

Tablo 7’de Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCEMG tahmincisi kullanılarak elde edilen uzun dönem katsayı tahmin sonuçları (ülkeler ve panelin geneli için) ve modelin anlamlılığını test eden Wald istatistiği yer almaktadır. Wald istatistiğine ait değer 11.54 olarak hesaplanmış olup, bu değer %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Panelin geneli için elde edilen bulgulara göre, uzun dönemde lnCORR değişkeni lnGINI üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir etkiye sahipken; lnFDI*lnCORR değişkeninin lnGINI üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlı ve negatiftir. lnFDI değişkeni ise istatistiksel olarak anlamsızdır (0.138>0.05). Tahmin sonuçlarına göre, yolsuzluk endeksinde meydana gelen %1’lik artış, uzun dönemde Gini endeksini yaklaşık %0.657 oranında artırmaktadır. Başka bir deyişle, yolsuzluk endeksi arttıkça gelir eşitsizliği de artmaktadır. Ancak moderatör değişkenindeki (lnFDI*lnCORR) %1’lik artış gelir eşitsizliğini %0.239 oranında azaltmaktadır. Bu bulgular, uzun dönemde kaliteli kurumların varlığı altında, finansal gelişmenin gelir eşitsizliğini azalttığını göstermektedir.

4.5. Dumitrescu-Hurlin (2012) Panel Nedensellik Testi

Monte-Carlo simülasyonu kullanılarak test istatistikleri ve olasılık değerlerinin hesaplandığı Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testi, Granger nedensellik testinin heterojen paneller için geliştirilmiştir halidir ve diğer testlere göre daha güçlü olan bir bootstrap panel nedensellik testidir. Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik testinde, sıfır hipotezi ve alternatif hipotez aşağıdaki gibidir:

Ho: $\beta_i = 0 \quad \forall_i = 1, \dots, N$ (Bütün birimler için Y’den X’e doğru nedensellik yoktur)

H1: $\beta_i = 0 \quad \forall_i = 1, \dots, N$ (Bütün birimler için Y’den X’e doğru nedensellik vardır)

$\beta_i \neq 0 \quad \forall_i = N + 1, N + 2, \dots, N$

Temel hipotezin sınanmasında kullanılan Wald test istatistiği, bireysel Wald istatistiklerinin ($W_{i,T}$) toplamına ($W_{N,T}^{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T}$) eşittir. Sabit etkiler modeline dayalı kurulan Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testine ait temel denklem aşağıdaki gibidir:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K Y_i^{(k)} Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + e_{i,t} \quad (16)$$

(16) nolu denklemde yer alan α_i birey etkileri; $Y_i^{(k)}$ gecikme parametrelerini ve $\beta_i^{(k)}$ ise regresyon eğim katsayılarını göstermektedir. Denklemde gecikme uzunluklarını gösteren K’nın yatay kesitler için özdeş olduğu, gecikme parametreleri ve regresyon eğim katsayılarının yatay kesitler arasında değiştiği ancak bireysel etkilerin sabit olduğu varsayılmaktadır (Bozoklu ve Yılandı, 2013).

Tablo 8. Dumitrescu-Hurlin Panel Nedensellik Testi Sonuçları

Hipotezler	W-istatistiği	Z-istatistiği	p-değeri
lnFDI → lnGINI	4.522	2.328	0.019**
lnGINI → lnFDI	5.199	3.133	0.001*
lnCORR → lnGINI	4.388	2.168	0.030**
lnGINI → lnCORR	4.806	2.666	0.007*
lnFDI*lnCORR → lnGINI	5.102	3.018	0.002*
lnGINI → lnFDI*lnCORR	5.005	2.903	0.003*
lnCORR → lnFDI	7.561	6.466	0.000*
lnFDI → lnCORR	9.460	8.891	0.000*
lnFDI*lnCORR → lnFDI	7.974	6.993	0.000*
lnFDI → lnFDI*lnCORR	6.513	5.126	0.000*
lnFDI*lnCORR → lnCORR	10.088	9.694	0.000*
lnCORR → lnFDI*lnCORR	6.522	5.139	0.000*

Not: * ve ** sırasıyla; %1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı temsil eder.

Tablo 8'deki Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik test sonuçları, analizde yer alan bütün değişkenler arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisine işaret etmektedir. Örneğin; lnGINI ve lnFDI değişkenleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi vardır. Yani, gelir eşitsizliği finansal gelişmeyi etkilerken, finansal gelişme de gelir eşitsizliğini etkilemektedir. Benzer şekilde, lnGINI ve lnCORR değişkenleri arasında da çift yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur: Gelir eşitsizliği yolsuzluk endeksini etkilerken, yolsuzluk endeksi de gelir eşitsizliğini etkilemektedir. lnGINI ile lnFDI*lnCORR arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu durum, gelir eşitsizliği ile moderatör değişkenin karşılıklı olarak birbirlerini etkilediğini göstermektedir. lnCORR ve lnFDI*lnCORR arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Başka bir ifadeyle, moderatör değişken ve yolsuzluk endeksi karşılıklı olarak birbirini etkilemektedir. Son olarak, lnFDI ve lnFDI*lnCORR arasında yani finansal gelişme endeksi ile moderatör değişken arasında da çift yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır.

5. Sonuç

Gelişmiş finansal sistemler hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin iktisadi büyüme ve kalkınma süreçlerine olumlu katkılar sağlamaktadır. Diğer taraftan, bu

etkin işleyen ve gelişmiş finansal sistemler gelir dağılımının iyileştirilmesi ve böylece toplumu oluşturan tüm bireyler için adil gelir dağılımının sağlanmasında önemli rol üstlenmektedir. Finansal gelişmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkileri konusunda literatürde farklı görüşler bulunmakla birlikte, kaliteli kurumların varlığının eşitsizliğin azaltılmasında etkili olabileceğine dair ampirik kanıtlar mevcuttur. Buradan hareketle, çalışmada finansal gelişmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkileri kaliteli kurumların varlığı üzerinden araştırılmıştır. Yani, kaliteli kurumların varlığının finansal gelişme ve gelir eşitsizliği üzerindeki moderatör etkisi yükselen piyasa ekonomileri için 2002-2018 dönemine ait veriler kullanılarak panel veri yaklaşımı kapsamında analiz edilmiştir.

Öncelikle seriler arasında yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı panel yatay kesit bağımlılığı testleri ile araştırılmış ve bağımlılığın olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bunun üzerine, ikinci nesil panel birim kök testlerinden Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF birim kök testi uygulanmıştır. Ardından eğitim katsayılarının homojenliği ve eşbütünleşme ilişkisinin varlığı test edilmiştir. Test sonuçlarının panelde yatay kesit bağımlılığını ve heterojenliği işaret etmesi üzerine Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCEMG tahmincisi ile uzun dönem katsayıları tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgular, finansal gelişme endeksinin istatistiksel olarak anlamsız olduğunu ancak kaliteli kurumların varlığının gelir eşitsizliği üzerinde anlamlı ve pozitif etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bunun anlamı; daha kaliteli kurumların varlığı gelir eşitsizliğinin artmasına yol açmaktadır. Moderatör değişkenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi ise negatiftir. Uzun dönemde kaliteli kurumların finansal gelişme ile olan etkileşiminin gelir eşitsizliğini azaltmada etkili olacağına işaret eden bu temel bulgu; Law vd, 2014, Adams ve Klobodu, 2015, Adeleye, 2017; ve Alshubiri, 2021 tarafından yapılan çalışmalardan elde edilen çıktılarla uyumludur. Nihai olarak, Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik testinin sonuçlarına göre, analizdeki tüm değişkenler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur. Örneğin; moderatör değişken ile gelir eşitsizliği arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi vardır ve söz konusu iki değişken birbiri üzerinde etkilidir.

Bu çalışmanın ulaştığı temel bulgular üç başlıkta toplanabilir. Birincisi; yükselen piyasa ekonomilerinde finansal gelişmenin tek başına gelir eşitsizliği üzerinde herhangi bir etkisi bulunmamaktadır. İkincisi; kaliteli kurumların varlığı gelir eşitsizliğini artırmaktadır. Üçüncüsü ise; ancak kaliteli kurumların varlığı altında, finansal gelişme gelir eşitsizliği üzerinde azaltıcı etkilere sahiptir. Özetle, yükselen piyasa ekonomilerinde finansal gelişmenin ve kaliteli kurumların tek başına gelir eşitsizliğini azaltmada başarılı olamayacağı, bu yüzden kaliteli kurumların ve finansal gelişmenin etkileşimi

söz konusu olduğunda gelir dağılımının daha adil hale geleceği ifade edilebilir. Daha açık bir ifadeyle, gelişmekte olan ülkelerde ekonomik büyüme ve kalkınma sürecinin önemli unsurlarından biri olarak görülen finansal gelişme, ancak kaliteli kurumların varlığı söz konusu olduğunda gelir eşitsizliğini azaltmada etkili bir araç olacaktır.

Analizlerden elde edilen bulgular ışığında, bu çalışmanın finansal gelişmenin gelir eşitsizliği üzerinde azaltıcı etkide bulunabilmesi için kurumların iyileştirilmesinde ve kaliteli kurumların varlığının sürdürülebilir kılınmasında politika yapıcılara yol gösterici olması beklenmektedir. Bu doğrultuda; özel sektöre verilen kredilerin verimli alanlara kanalize edilmesini sağlayacak mekanizmaların etkin hale getirilmesini, tasarruf ve yatırım politikalarının finansal sistemin gelişimini destekleyecek şekilde yeniden gözden geçirilmesini, demokrasi ve hukuk ilkelerinin toplumsal ayrımcılığa yol açmayacak şekilde işler hale getirilmesini ve yolsuzlukla mücadele kapsamında kamu kurumlarında şeffaf, öngörülebilir ve hesap verebilir yönetim anlayışının hakim kılınmasını sağlayacak gerekli yasal ve kurumsal düzenlemelerin yapılması önerilmektedir. Bununla birlikte, uygulamada işlerlik kazanma ve denetime tabi olma ilkelerinin ilgili sürece entegre edilmesi kaliteli kurumların varlığının devam etmesi noktasında önem arz etmektedir.

Bu çalışma, veri kısıtı sebebiyle mevcut değişkenler, örneklem ve ilgili dönem baz alınarak oluşturulmuştur. Alternatif değişkenler kullanılarak veri sorununa çözüm getirilebilir ve zaman boyutu daha geniş olan tek ülkeli ya da çok ülkeli farklı ekonometrik analizler yapılabilir. Diğer taraftan, finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkide farklı değişkenlerin etkisi incelenebilir. Bütün bu hususlar, araştırmacılar için potansiyel araştırma alanları olarak değerlendirilebilir.

Kaynakça

1. Adams, S. ve Klobodu, E.K.M. (2016). Financial Development, Control of Corruption and Income Inequality. *International Review of Applied Economics*, 30 (6), 790-808.
2. Adeleye, B.N., Osabuohien, E. ve Bowale, E. (2017). The Role of Institutions in the Finance-Inequality Nexus in Sub-Saharan Africa, *Journal of Contextual Economics*, 137, 173-192.
3. Ađır, H., Trkmen, S. ve zbek, S. (2020). Finansal Kuznets Eđrisi Yaklařımı erevesinde Finansallařma ve Gelir Eřitsizliđi İliřkisi: E7 lkeleri zerine Ekonometrik Bir Tahmin. *Beyder*, 15(2), 71-84.
4. Alshubiri, F. (2021). Financial Deepening Indicators and Income Inequality of OECD and ASIAN Countries. *The Journal of Economic Asymmetries* 24 (2021) e00211.
5. Altunbař, Y. ve Thornton, J. (2019). The Impact of Financial Development on Income Inequality: A Quantile Regression Approach. *Economics Letters*, 175, 51–56.
6. Altunz, U. (2015). Kuznet Eđrisi Bađlamında Trkiye’de FinansalGeliřme ve Gelir Eřitsizliđi İliřkisinin Analizi. *International Conference On Eurasian Economies Bildiriler Kitabı*, 871-875.
7. Argun, A. İ. (2016). Geliřmekte Olan lkelerde Finansal Geliřme ve Gelir Eřitsizliđi. *İstanbul niversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 2016 (1), 61-74.
8. Azam, M. ve Raza, S. A. (2018). Financial Sector Development and Income Inequality in ASEAN-5 Countries: Does Financial Kuznets Curve Exists?. *Global Business and Economics Review*, 20 (1), 88-114.
9. Bai, J. ve Ng, S. (2004). A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127-1178.
10. Baiardi, D. ve Moranab, C. (2018). Financial Development and Income Distribution Inequality in the Euro Area. *Economic Modelling*, 70, 40–55.
11. Banerjee, A.V. ve Newman, A. F. (1993). Occupational Choice and the Process of Development. *Journal of Political Economy* 101 (2), 274-298.

12. Beck, T., Demirguc-Kunt, A. ve Levine, R. (2004). Finance, Inequality, and Poverty: Cross-Country Evidence. NBER Working Paper Series, No:10979.
13. Bittencourt, M., Chang, S., Gupta, R. ve Miller, S.M. (2019). Does Financial Development Affect Income Inequality in the U.S. States?. *Journal of Policy Modeling*, 41, 1043-1056.
14. Bozoklu, Ş. ve Yılançı, V. (2013). Finansal Gelişme ve İktisadi Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Gelişmekte Olan Ekonomiler İçin Analiz. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 28(2), 161-187.
15. Breitung, J. (2000). The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. in: *Advances in Econometrics*, Vol. 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, JAI.
16. Breusch, T.S. ve 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.
17. Çalışır, M. ve Altıntaş, N. (2017). Finansal Gelişme Gelir Eşitsizliği İlişkisi: Saklı Panel Eşbütünleşme İlişkisi. *International Journal of Applied Economic and Finance Studies*, 2 (2), 9-18.
18. Chen, W. ve Kinkyo, T. (2016). Financial Development and Income Inequality: Long-Run Relationship and Short-Run Heterogeneity. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52 (3), 733-742.
19. Chiu, Y. B.ve Lee, C.C. (2019). Financial Development, Income Inequality, and Country Risk. *Journal of International Money and Finance*, 93,1-18.
20. Choi, I. (2001). Unit Root Tests for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249-272.
21. Clarke, G.R.G., Xu, L.C. ve Zou, H.F. (2006). Finance and Income Inequality: What Do the Data Tell Us?, *Southern Economic Journal*, 72 (3), 578-596.
22. Demirguc-Kunt, A. ve Levine, R. (2009). Finance and Inequality: Theory and Evidence. NBER Working Paper Series, No:15275.
23. Destek, M.A., Okumuş, İ. ve Manga, M. (2017). Türkiye’de Finansal Gelişim ve Gelir Dağılımı İlişkisi: Finansal Kuznets Eğrisi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 18 (2), 153-165.

24. Destek, M.A., Sinha, A. ve Sarkodie, S. A. (2020). The Relationship between Financial Development and Income Inequality in Turkey. *Journal of Economic Structures*, 9 (11), 1-14.
25. Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49 (4),1057-1072.
26. Dumitrescu, E. I. ve Hurlin, C. (2012). Testing for Granger Non-Causality in Heterogeneous Panels. *Economic Modelling*, 29 (4), 1450-1460.
27. Galor, O. ve Zeira, J. (1993). Income Distribution and Macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, 60 (1), 35-52.
28. Gimet, C. ve Lagoarde-Segot, T. L. (2011). A Closer Look at Financial Development and Income Distribution. *Journal of Banking & Finance*, 35, 1698-1713.
29. Gnanangnon, S. K. (2021). Effect of Poverty on Financial Development: Does Trade Openness Matter?. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 82, 97-112.
30. Greenwood, J. ve Jovanovic, B. (1990). Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *Journal of Political Economy*, 98 (5), 1076-1107.
31. Guloglu, B. ve Ivrendi, M. (2008), Output Fluctuations: Transitory or Permanent? The Case of Latin America. *Applied Economics Letters*, 17(4), 1–6.
32. Hadri, K. (2000). Testing for Stationarity in Heterogeneous Panels. *The Econometrics Journal*, 3, 148-161.
33. Hadri, K. ve Kurozumi, E. (2012). A Simple Panel Stationarity Test in the Presence of Serial Correlation and A Common Factor. *Economics Letters*, 115, 31–34.
34. Hamori, S. ve Hashiguchi, Y. (2012). The Effect of Financial Deepening on Inequality: Some International Evidence. *Journal of Asian Economics*, 23, 353–359.
35. Harris, R.D.F. ve Tzavalis, E. (1999). Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension is Fixed. *Journal of Econometrics*, 91, 201-226.

36. Hepsağ, A. (2017). Finansal Kuznets Eğrisi Hipotezi: G-7 Ülkeleri Örneği. Sosyal Güvenlik Dergisi, 7 (2), 135-156.
37. Im, K.S., Pesaran, M.H. ve Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Journal of Econometrics, 115(1), 53-74.
38. International Monetary Fund-IMF (2021). What is an Emerging Market?. <https://www.imf.org>. (25.07.2021)
39. Jalil, A. ve Feridun, M. (2011). Long-Run Relationship between Income Inequality and Financial Development in China. Journal of the Asia Pacific Economy, 16 (2), 202-214.
40. Jauch, S. ve Watzka, S. (2016). Financial Development and Income Inequality: A Panel Data Approach. Empir Econ, 51, 291-314.
41. Jung, S. M. ve Vijverberg, C.P.C. (2019). Financial Development and Income Inequality in China-A Spatial Data Analysis. North American Journal of Economics and Finance, 48, 295-320.
42. Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. Journal of Econometrics, 90(1), 1-44.
43. Kappel, V. (2010). The Effects of Financial Development on Income Inequality and Poverty. Economics Working Paper Series, No: 10/127.
44. Kar, B. B. ve Kar, M. (2019). Finansal Gelişme ve Gelir Eşitsizliği: BRICS Ekonomileri İçin Dinamik Heterojen Bir Yaklaşım. Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 19 (1), 27-46.
45. Kavya, T. B. ve Shijin, S. (2020). Economic Development, Financial Development, and Income Inequality Nexus. Borsa İstanbul Review, 20 (1), 80-93.
46. Kim, D. H. ve Lin, S. C. (2011). Nonlinearity in the Financial Development–Income Inequality Nexus. Journal of Comparative Economics, 39, 310-325.
47. Kunieda, T., Okada, K. ve Shibata, A. (2011). Finance and Inequality: How Does Globalization Change Their Relationship?. MPRA Paper, No. 35358.
48. Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. The American Economic Review, XLV (1), 1-30.
49. Law, S.H., Tan, H. B. ve Azman-Saini W. N. W. (2014). Financial Development

- and Income Inequality at Different Levels of Institutional Quality. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50 (1), 21-33.
50. Levin, A., Lin, C. F. ve Chu, C.S.J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
51. Liu, G., Liu, Y. ve Zhang, C. (2016). Financial Development, Financial Structure and Income Inequality in China. *The World Economy*, 40 (9), 1890-1917.
52. Maddala, G.S. ve Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(1), 631-652.
53. Menyah, K., Nazlioglu, S. ve Wolde-Rufael, Y. (2014). Financial Development, Trade Openness and Economic Growth in African Countries: New Insights from A Panel Causality Approach. *Economic Modelling*, 37, 386-394.
54. Nikoloski, Z. (2013). Financial Sector Development and Inequality: Is There A Financial Kuznets Curve?. *Journal of International Development*, 25, 897-911.
55. Park, D. ve Shin, K. (2017). Economic Growth, Financial Development, and Income Inequality. *Emerging Markets Finance and Trade*, 53 (12), 2794-2825.
56. Pata, U. K. (2020). Finansal Gelişmenin Gelir Eşitsizliği Üzerindeki Etkileri: Finansal Kuznets Eğrisi Hipotezi Türkiye İçin Geçerli mi?. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 34(3), 809-828.
57. Perugini C. ve Tekin İ. (2020). Financial Development, Income Inequality and Governance Institutions. *Panoeconomicus*, Advance online publication, 1-23.
58. Pesaran, H. M. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *University of Cambridge Working Paper*, 435, 1-41.
59. Pesaran, H. M. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22 (2), 265-312.
60. Pesaran, H. M., Ullah, A. ve Yamagata, R. T. (2008). A Bias Adjusted LM Test of Error Cross Section Independence. *The Econometrics Journal*, 105-127.

61. Pesaran, M. H. (2006), Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. *Econometrica*, 74 (4), 967-1012.
62. Pesaran, M., Shin, Y. ve Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94 (446), 621-634. DOI: 10.2307/2670182
63. Rajan, R.G. ve Zingales, L. (2003). The Great Reversals: The Politics of Financial Development in the Twentieth Century. *Journal of Financial Economics*, 69, 5-50.
64. Sekmen, T. ve Topuz, S. G. (2020). Finansal Gelişme ve Gelir Eşitsizliği İlişkisi: Panel Nedensellik Yaklaşımı. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 5 (3), 511-536.
65. Sethi, P., Bhattacharjee, S., Chakrabarti, D. ve Tiwari, C. (2021). The Impact of Globalization and Financial Development on India's Income Inequality. *Journal of Policy Modeling*, 43, 639-656.
66. Seven, U. ve Coskun, Y. (2016). Does Financial Development Reduce Income Inequality and Poverty? Evidence from Emerging Countries. *Emerging Markets Review*, 26, 34-63.
67. Shahbaz, M. ve Islam, F. (2011). Financial Development and Income Inequality in Pakistan: An Application of ARDL Approach. *MPRA Paper*, No. 28222.
68. Shahbaz, M., Loganathan, N., Tiwari, A. K. ve Sherafatian-Jahromi, R. (2015). Financial Development and Income Inequality: Is There Any Financial Kuznets Curve in Iran?. *Soc Indic Res*, 124, 357-382.
69. Solt, F. (2020). Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database. *Social Science Quarterly*, 101 (3), 1183-1199.
70. Tan, H. B. ve Law, S. H. (2012). Nonlinear Dynamics of the Finance-Inequality Nexus in Developing Countries. *J Econ Inequal*, 10, 551-563.
71. Tatoğlu, F. Y. (2013). İleri Panel Veri Analizi. Beta Yayınları. İstanbul.
72. The World Bank-WB (2021). World Governance Indicators. <https://info.worldbank.org/governance/wgi/>. ((25.07.2021))

73. Topuz, G. S. ve Dağdemir, Ö. (2016). Finansal Gelişme ve Gelir Eşitsizliği: Bir Panel Veri Analizi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16 (3), 19-34.
74. Ünlü, F. (2021). Yolsuzluk, İnovasyon ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: OECD Ülkelerinden Ampirik Kanıtlar. 10.Uluslararası Avrasya Ekonomileri Konferansı Bildiriler Kitabı, 33-40.
75. Westerlund, J. (2008). Panel Cointegration Tests of The Fisher Effect, *Journal of Applied Econometrics*, 23, 193-233.
76. Zaidi, S. ve Saidi, K. (2018). Environmental pollution, health expenditure and economic growth in the Sub-Saharan Africa countries: Panel ARDL approach. *Sustainable Cities and Society*, 41, 833–840.
77. Zhang, Q. ve Chen, R. (2015). Financial Development and Income Inequality in China: An Application of SVAR Approach. *Procedia Computer Science*, 55, 774 -781.
78. Zhang, R. ve Naceur, S. B. (2019). Financial Development, Inequality, and Poverty: Some International Evidence. *International Review of Economics and Finance*, 61, 1-16.