

Finansal Gelişmenin Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği

Filiz KÖYEL¹ –Nebiye YAMAK²

Öz

Bu çalışmada 1980-2022 dönemi için, Türkiye özelinde finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki asimetrik etkisi kısa ve uzun dönem itibarıyla araştırılmıştır. Doğrusal olmayan ARDL yöntemi ile iki farklı finansal gelişme göstergesi için tahmin edilen iki farklı model sonucunda finansal gelişmenin gelir dağılımını açıklamada oldukça önemli bir belirleyici olduğuna dair bulgular elde edilmiştir. Ayrıca finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki etkisinin asimetrik olduğu belirlenmiştir. Belirlenen asimetrik ilişkinin, finansal gelişme sağlandıkça düşük gelir grubundaki bireylerin bu durumdan olumlu etkilenmesi ancak yüksek gelir grubundakilerin pek etkilenmemesinden, buna karşılık finansal gelişmenin, finansal krizlerle durma veya gerileme aşamasına girmesiyle her iki gelir grubunun da bu durumdan etkilenmesinden kaynaklanabileceği düşünülmektedir. Bu bulgular, Türkiye’de finansal okuryazarlık ve kapsayıcı finansal politikalarının tasarımıyla yönlendirici olabilir.

Anahtar Sözcükler: Finansal Gelişme, Gelir Dağılımı, Doğrusal Olmayan ARDL.

JEL Kodları: O15, G21, N2

The Effect of Financial Development on Income Distribution: The Case of Turkey

Abstract

In this study, the asymmetric effect of financial development on income distribution in Turkey is investigated in the short and long run for the period 1980-2022. As a result of two different models estimated for two different financial development indicators with the non-linear ARDL method, it was found that financial development is a very important determinant in explaining income distribution. Moreover, the effect of financial development on income distribution is found to be asymmetric. It is thought that the asymmetric relationship may stem from the fact that as financial development is achieved, individuals in the low-income group are positively affected by this situation, while those in the high-income group are not affected much, whereas both income groups are affected by this situation when financial development enters a stagnation or regression stage with financial crises. These findings can guide the design of financial literacy and inclusive financial policies in Turkey.

Keywords: Financial Development, Income Distribution, Nonlinear ARDL.

JEL Codes: O15, G21, N2

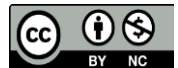
¹ Sorumlu Yazar, Öğr. Gör. Dr., Trabzon Üniversitesi, Beşikdüzü Meslek Yüksekokulu/Dış Ticaret Bölümü, filizkoyel@trabzon.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-6036-8451

² Prof. Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, nyamak@ktu.edu.tr, ORCID ID: 0000-0003-3336-4735

<https://doi.org/10.33203/mfy.1637559>

Geliş Tarihi/Submitted : 2025-02-11
Kabul Tarihi/Accepted : 2025-09-20

The content of this journal is licensed under the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0).



Extended Summary

Although there is a consensus in the literature that financial development positively affects economic growth, the debate regarding its impact on income inequality remains significant. Therefore, whether financial development reduces income inequality, whether its effect is symmetric or asymmetric, and whether it benefits the entire population, primarily high-income individuals, or disproportionately low-income individuals, still involves a degree of uncertainty. This study was conducted specifically for Turkey. The study aims to test the symmetric/asymmetric relationship between financial development and income inequality. In this context, financial development is represented by indicators such as broad money supply and bank deposits, while income inequality is represented by the Gini coefficient. In addition, the effects of per capita income and inflation rate are also examined in the study.

In empirical literature, most studies on income distribution implicitly assume that financial development shocks have a symmetrical effect on income distribution. However, it has been observed that this assumption may not be valid for some reasons. Namely, factors such as the tendency of economic agents to hold cash, the fact that financial services are needed but the area of residence does not allow this, or that financial services or products are considered to be complex even though access to these facilities is possible, the lack of preference for the use of financial services due to religious, social or cultural structure, market conditions and incomplete information problems may cause the effect in question to be asymmetric.

The findings reveal that income inequality in the Turkish economy during the period analysed can be mainly attributed to the developments in broad money supply and bank deposits. It is thought that the asymmetric relationship may stem from the fact that while low-income individuals are positively affected by financial development, high-income individuals are not affected by this situation, whereas both income groups are affected when financial development comes to a halt or regresses due to financial crises. With financial development, financial literacy levels of low-income individuals increase and their access to financial services becomes easier. On the other hand, individuals in the high income group have these opportunities to a great extent even before financial development. Asymmetric information problems such as institutional quality, adverse selection and moral hazard are also thought to be effective in the asymmetric relationship identified, as the diversity of products and services in the financial system and the inclusiveness of these alternatives for economic agents differ.

In this study, only institution-based financial development indicators were used due to lack of data; market-based indicators could not be included. It will be possible to conduct analyses with market-based indicators in case of data availability. Thus, it will be possible to analyse how income distribution responds to institution-based and market-based shocks.

1. Giriş

Gelir dağılımı eşitsizliği pek çok ülkede başta adalet, istikrar, ekonomik ve sosyal olanaklara erişimdeki eşitsizlik olmak üzere büyük bir endişe kaynağı olarak görülmektedir. Gelişmemiş finansal piyasalar ve düşük kurumsal kalitenin de eşlik etmesiyle gelir dağılımı eşitsizliği, hem ekonomik büyümenin hem de refahın artmasında önemli bir engel teşkil edebilmektedir. Bu doğrultuda ekonomik birimlerin faaliyetlerini gerçekleştirebilmelerinde, beşeri sermaye yatırımı yapabilmelerinde ve tasarrufları uygun yatırımlarına transferini sağlayabilmelerinde etkili olan finansal gelişme, gelir dağılımı eşitsizliğinin iyileştirilmesinde odaklanılması gereken faktörlerden biri olarak görülmektedir.

Finansal gelişme ile gelir dağılımı eşitsizliği arasındaki ilişkiye yönelik üç temel yaklaşım mevcuttur. Bu yaklaşımlar, Greenwood ve Jovanovic (1990) tarafından ortaya konulan Greenwood-Jovanovic Ters-U hipotezi, Banerjee ve Newman (1993) ile Galor ve Zeira (1993)'nın öncülüğünde geliştirilen negatif doğrusal yaklaşım ve Rajan ve Zingales (2003)'in önerdiği pozitif doğrusal yaklaşımdır. Finansal gelişme ile gelir dağılımı eşitsizliği ilişkisine yönelik yaklaşımlardan ilki olan ve Greenwood ve Jovanovic (1990) tarafından ortaya konulan Greenwood-Jovanovic Ters-U hipotezi, Kuznets (1955)'in öncülüğünde geliştirilen ters-U hipotezine dayanmaktadır. Kuznets (1955)'in ters-U hipotezine göre ekonomik büyümenin ilk aşamalarında gelir dağılımı eşitsizliği derinleşmekte ancak ekonomik büyüme devam ettikçe belirli bir aşamadan sonra gelir dağılımı iyileşmektedir. Buna göre ekonomik büyümenin ilk aşamalarında finansal piyasalar oluşma veya büyüme sürecinde olup, hem aracılık faaliyetleri sınırlı hem de finansal olanaklara erişim oldukça maliyetlidir. Böylelikle finansal olanaklar, sadece teminata ve güvenilir bağlantılara sahip olan yüksek gelirli bireyleri kapsayan, düşük gelirli bireylerin ise erişimini kısıtlayan bir yapıya sahiptir. Ekonomik büyümenin devam etmesiyle birlikte finansal gelişmenin faydaları toplumdaki tüm ekonomik birimler için kapsayıcı hale gelmektedir. Dolayısıyla ekonomik büyümenin etkisiyle finansal gelişmenin gelir dağılımı eşitsizliğini ilk aşamalarda arttırdığı ancak belirli bir eşik düzeyinden sonra azalttığı savunulmaktadır. Söz konusu bu durum, Greenwood ve Jovanic (GJ) (1990) ters-U hipotezi veya Finansal Kuznets eğrisi olarak adlandırılmaktadır (Greenwood ve Jovanovic, 1990, s. 1078-1079; Nikoloski, 2013, s. 899; Jauch ve Watzka, 2016, s. 294; Nguyen, 2021, s. 22-23; Biyase ve Chisadza, 2023, s. 962).

Servet dağılımının uzun dönem itibarıyla gelecek nesiller arasındaki gelir dağılımını etkilediğini ileri süren Banerjee ve Newman (1993) ile Galor ve Zeira (1993), finansal gelişmenin gelir dağılımını iyileştirdiğine dair teorik bir model geliştirmişlerdir. Söz konusu yaklaşım literatürde eşitsizlik daraltıcı hipotez olarak kabul görmüştür. Bu doğrultuda finansal gelişmenin ve aracılık faaliyetlerinin sermaye piyasası kusurlarını gidererek, ekonomik birimlerin finansal olanaklardan daha kapsamlı bir biçimde yararlanmaları öngörülmektedir. Onlara göre, bilgi ve işlem maliyetlerinin azaltılması,

riskin ve harcamaların tahsisi, borçlanma ve yatırım fırsatlarının artırılması söz konusu olanaklardan bazılarıdır. Düşük üretkenliğe sahip firmaların finansmana erişimini sağlayan aracılık maliyetlerinin azaltılmasıyla daha etkin yatırım ve istihdam imkanlarının elde edilmesi yine finansal gelişme olanakları arasında sayılabilmektedir (Banerjee ve Newman, 1993, s. 281-283; 1991, s. 214; Galor ve Zeira, 1993, s. 39-43; Ahmed ve Masih, 2017, s. 4; Koh vd.: 2020, s. 416).

Rajan ve Zingales (2003) tarafından ortaya konulan eşitsizliği genişletici yaklaşımda, finansal gelişme ile gelir dağılımı eşitsizliği arasında pozitif yönlü bir etkinin varlığı öne sürülmüştür. Bu yaklaşıma göre de bazı ekonomilerde kurumsal kalitenin zayıflığından dolayı finansal piyasalara erişim sınırlandırılabilir. Finansal piyasalara sınırlı sayıda ekonomik birimin erişimine neden olan faktörler arasında siyasi güç, rekabete karşı önlem alma ve kişisel çıkarlar sayılabilmektedir. Bunun yanında siyasi katılımın eşit sağlanmadığı toplumlarda yerel yönetimler çıkarlarını koruyabilmek amacıyla finansal erişimi ve rekabeti sınırlandırabilir. Böylece finansal gelişme, ekonomik birimler arasındaki gelir dağılımı eşitsizliğini derinleştirmektedir (Claessens vd., 2002, s. 2743; Rajan ve Zingales, 2003, s. 14-20; Claessens ve Perotti, 2007, s. 762-764; Canavire-Bacarreza ve Rioja, 2008, s. 3).

Ampirik literatürde finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki etkisi, pek çok ülke için farklı dönemler itibarıyla çeşitli yöntemler kullanılarak analiz edilmiştir. Bu alanda yapılan ampirik çalışmalar, genellikle finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki etkisinin varlığını ortaya koymakla birlikte, bu ilişkinin yönü ve derecesinin, incelenen ülke veya ülke grupları, finansal gelişme ve gelir dağılımı göstergelerine bağlı olarak değişebildiğini göstermiştir. Bunun yanında literatürde finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki etkisine ilişkin yapılan ampirik çalışmaların büyük bir bölümünde söz konusu etki, ülke grupları itibarıyla test edilmiş olup ülkeye özgü faktörler göz ardı edilmiştir. Bu konuda Nguyen vd. (2019) ile Ang (2008), her bir ülke için finansal yapının, finansal piyasa büyüklüğünün ve finansal araçların etkinliğinin diğer ülkelerdeki emsallerinden farklı olduğunu ve bu yüzden gelir dağılımı eşitsizliğine yönelik etkili bir politika ortaya koyabilmek için tek ülkeli zaman serili araştırmaların yapılmasını önermişlerdir. Bununla birlikte Sethi vd. (2021), heterojenlik ve veri karşılaştırılması sorunlarının giderilmesi amacıyla bu konuda tek ülkeli çalışmaların yapılması gerektiğini ifade etmişlerdir.

Bugüne kadar finansal gelişme ile gelir dağılımı arasındaki ilişkiyi Türkiye özelinde test eden çalışmalar da yapılmıştır. Ancak bu çalışmaların bir kısmında kısıtlı sayıda finansal gelişme göstergesine yönelik veriler kullanılırken, bir kısmında finansal gelişme göstergesinin bir endeksle temsil edildiği toplulaştırılmış veri kullanımı tercih edilmiştir. Ayrıca literatürdeki mevcut çalışmaların tamamında zımni olarak finansal gelişme şoklarının gelir dağılımı üzerinde simetrik bir etki yarattığı varsayımı yapılmıştır. Finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki etkisine ilişkin yapılan ampirik çalışmalar neticesinde ortaya çıkan tablo; yapılan analizlerin, tek ülke ekonomisine özgü olmasının,

çok sayıda finansal gelişme göstergesi kullanılmasının, asimetrik etkinin her bir finansal gelişme göstergesi için ayrı ayrı test edilmesinin elde edilen sonuçları daha güvenilir ve bir o kadar da faydalı kılacağını göstermektedir. Yukarıda bahsi geçen hususlardan hareketle bu çalışmanın amacı, Türkiye örneğinde finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki asimetrik etkisini kısa ve uzun dönem itibarıyla araştırmaktır. Bu amaçla ampirik analizde, iki farklı finansal gelişme göstergesi kullanılarak her bir göstergenin gelir dağılımı üzerindeki etkisi ayrı ayrı incelenmiştir. Mevcut çalışmanın hem finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki simetrik/asimetrik etkilerini uzun ve kısa dönem itibarıyla araştırması hem de iki farklı finansal gelişme göstergesini ele alarak bu göstergelerden hangisinin/hangilerinin gelir dağılımının önemli bir belirleyicisi olduğunun tespit edilmesine imkan sağlaması açısından literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

2. Literatür Taraması

Finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki etkisini inceleyen oldukça geniş bir literatür olmasına rağmen söz konusu ilişkiye yönelik bir fikir birliği sağlanamamıştır. Çalışmaların bir kısmında finansal gelişme ile gelir dağılımı arasında ters-U hipotezini destekleyen bulgular elde edilirken bir kısmında gelir dağılımı eşitsizliği ile finansal gelişme arasındaki ilişkinin U biçiminde olduğu öne sürülmüştür. Bununla birlikte bazı çalışmalarda söz konusu ilişkide pozitif doğrusal hipotez desteklenirken bazılarında ise negatif doğrusal hipotezin geçerliliğini destekleyen bulgulara ulaşılmıştır. Finansal gelişme ile gelir dağılımı arasında herhangi bir kanıtın bulunmadığını öne süren çalışmaların yanında çalışmada kullanılan yöntem, ülke/ülke grubu, veri seti veya ele alınan ülkelere özgü faktörler nedeniyle karma sonuçların elde edildiği çalışmalar da mevcuttur. Bu konuda geniş bir literatür olmasının yanı sıra bu bölümde, finansal gelişme göstergesi olarak geniş para arzını ve banka mevduatlarını açıklayıcı değişken olarak modele dahil eden çalışmalara yer verilmiştir. Söz konusu çalışmalarda finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki etkisine ilişkin zımni olarak finansal gelişme değişimlerinin simetrik bir etki yarattığı varsayımı yapılmıştır.

Çetin vd. (2021), Türkiye özelinde 1978-2018 dönemine ilişkin Hatemi-J Eş-bütünleşme Testi, ARDL yaklaşımı ve Granger Nedensellik analiziyle, geniş para arzı ile gelir dağılımı eşitsizliği arasında ters-U şeklinde bir ilişki bulmuşlardır. Çalışmada aynı zamanda geniş para arzı ile gelir dağılımı eşitsizliği arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Benzer bulgu ARDL yaklaşımı ile 1978-2017 dönemi Türkiye örneğinin dikkate alındığı Kuşçuoğlu ve Çiçek (2021) tarafından da elde edilmiştir. Buna göre elde edilen bulgularda, geniş para arzı ile gelir dağılımı eşitsizliği arasındaki ilişkinin Greenwood ve Jovanovic (1990)'in ileri sürdüğü gibi ters-U şeklinde olduğu görülmüştür. Vo vd. (2023) tarafından yapılan çalışmada, 12 Asya-Pasifik ülkesi için çeşitli modeller kullanılmış olup, finansal gelişmeyi temsilen kullanılan geniş para arzı, banka kredileri ve özel krediler olmak üzere üç göstergenin dikkate alındığı temel bileşenler analizi ile finansal gelişme endeksi oluşturulmuştur. Söz konusu çalışmada

finansal gelişmenin gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkisinin kişi başına düşen gelire bağlı olduğu ileri sürülmüştür. Şöyle ki, Vo vd. (2023), özellikle kişi başına düşen gelirin düşük olduğu durumda finansal gelişmenin gelir dağılımı eşitsizliğini artırıcı etkisinin daha fazla; kişi başına düşen gelirin artması durumunda ise finansal gelişmenin gelir dağılımı eşitsizliğini artırıcı etkisinin daha az olduğu bulgusuyla karşılaşmışlardır. Bunun aksine Hassan ve Meyer (2020) tarafından 1970-2018 döneminin ele alındığı çalışmada, finansal gelişmenin kalkınmanın ilk aşamalarında gelir dağılımı eşitsizliğini azalttığı ancak belirli bir eşikten sonra arttırmaya başladığını kanıtlar nitelikte U şeklindeki bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Güney Afrika için yapılan analiz sonucunda söz konusu eşik değerinin geniş para arzı için %57,42 olduğu saptanmıştır.

Sehrawat ve Giri (2016) finansal gelişmenin gelir dağılımı eşitsizliğini derinleştirdiğine dair bulgulara 6 Güney Asya ülkesi için ulaşmışlardır. 1986-2012 döneminin ele alındığı çalışmada, geniş para arzının gelir dağılımı eşitsizliğini artırdığı sonucuna panel veri analizi kapsamında varılmıştır. Bununla birlikte Granger nedensellik testine göre geniş para arzından gelir dağılımına doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Buna karşın Batuo vd. (2010), tarafından yapılan 1980-2000 dönemi için 22 Afrika ülkesinin ele alındığı çalışmada, geniş para arzının gelir dağılımı eşitsizliğini azalttığına dair kanıtlar sunulmuştur. Şöyle ki, finansal gelişmedeki %1’lik bir artışın gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde %0.02-%0.05 değerinde bir azalma sağladığı görülmüştür.

Ridzuan vd. (2021) tarafından yapılan çalışmada, geniş para arzının gelir dağılımı üzerindeki etkisi 1970-2016 dönemi itibariyle Malezya, Tayland, Filipinler ve Endonezya ekonomileri için incelenmiştir. Ridzuan vd. (2021) Malezya örneği için kısa dönem itibariyle geniş para arzının gelir dağılımının bir belirleyicisi olmadığı ancak uzun dönemde söz konusu etkinin ters-U şeklinde olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Endonezya örneğinde Ridzuan vd. (2021) tarafından söz konusu ilişkinin negatif yönlü olduğuna dair bulgular elde edilmiştir. Tayland ekonomisi için kısa dönem itibariyle finansal gelişmenin gelir dağılımı eşitsizliğini artırdığı bulgusuna ulaşılmıştır. Ayrıca tahmin edilen ARDL modeli kapsamında finansal gelişmenin gelir dağılımını iyileştirdiğine dair bulguların, kısa dönemde Filipinler için uzun dönemde ise Endonezya için geçerli olduğu görülmüştür.

Bahmani-Oskooee ve Zhang (2015), 17 ülkenin her birini farklı dönemler itibariyle analize dahil etmişlerdir. Finansal gelişme göstergeleri ise özel sektöre verilen krediler, banka mevduatları, likit yükümlülükler, banka varlıkları ve kredilerin varlıklara oranıdır. Analiz sonucunda içerisinde Türkiye’nin de yer aldığı 10 ülkede kısa dönemde finansal gelişmenin gelir dağılımını iyileştirdiğine, 5 ülkede olumsuz etkilediğine ve 2 ülkede ise söz konusu ilişkinin ters-U şeklinde olduğuna dair bulgulara ulaşılmıştır. Uzun dönem itibariyle finansal gelişmenin gelir dağılımı eşitsizliğini Türkiye dahil 3 ülkede azalttığı ve 9 ülkede artırdığı sonucuna varılmış buna karşın 5 ülkede ise söz konusu ilişkiye yönelik herhangi bir kanıt bulunamamıştır. Benzer şekilde karma bulgular elde eden

Topuz ve Dağdemir (2016), söz konusu etkiyi 1995-2011 dönemi için farklı ekonomik gelişme seviyelerine sahip ülkeler özelinde incelemişlerdir. Çalışmada, düşük ve düşük-orta, üst-orta, yüksek ve 94 ülkenin toplam geliri olmak üzere ülkeler dört farklı panelde ele alınmıştır. Sistem GMM'nin kullanıldığı analizde, geniş para arzının düşük ve düşük-orta, üst-orta gelirli ve tüm ülkelerin kullanıldığı panellerde gelir dağılımı eşitsizliğini artırdığı; yüksek gelirli ülkelerde ise herhangi bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan serilerin karelerinin alınarak modele dahil edilmesi halinde ise Greenwood ve Jovanovic (1990)'in ters-U hipotezinin katsayılar yönüyle desteklenmesine rağmen istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür. Putriani ve Prastowo (2019), 13 ülke ekonomisinden 49 İslam bankası mevduatları ile temsil edilen finansal derinliğin gelir dağılımı üzerindeki etkilerini sınamışlardır. Çalışmada 2010-2015 dönemi dikkate alınmıştır. Panel veri analizi ile gelir dağılımı eşitsizliğinin finansal derinlikle birlikte azaldığı belirlenmiştir.

Destek vd. (2020), finansal gelişme endeksi, bankacılık sektörü gelişim endeksi (banka mevduatları, finansal sistem mevduatı, likit yükümlülükler, mevduat bankalarının verdikleri yurtiçi özel krediler), borsa gelişim endeksi (borsa kapitalizasyonu, borsa ciro oranı, borsada işlem gören toplam değer) ve son olarak tahvil piyasası gelişim endeksi (ödenmemiş yurt içi borç senetler, ödenmemiş yurt içi kamu borçlanma senetleri) olmak üzere dört farklı finansal gelişme verisini Temel Bileşenler Analizi ile birleştirmişlerdir. Bu doğrultuda çalışma, finansal gelişme göstergelerinin hem ayrı ayrı hem de Temel Bileşenler Analizi ile birleştirilmiş bir şekilde analize dahil edilmesi yönüyle Türkiye için yapılan daha önceki çalışmalardan farklılık göstermektedir. 1990-2015 dönemi itibarıyla Türkiye örneğinin incelendiği çalışmada, ARDL yönteminden yararlanılmıştır. Sonuç olarak bakıldığında çalışmada, hem genel finansal gelişme endeksi hem de bankacılık gelişim endeksi için finansal gelişme ile gelir dağılımı eşitsizliği arasında ters-U şeklinde bir ilişkinin olduğuna dair Finansal Kuznets Hipotezini destekleyen bulgulara ulaşılmıştır. Ancak analizde borsa gelişim endeksi ile gelir dağılımı eşitsizliği arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin varlığını kanıtlayan Destek vd. (2020), tahvil piyasası gelişim endeksi ile gelir dağılımı eşitsizliği arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olmayan bir ilişkiye ulaşmışlardır. Ayrıca söz konusu bu ilişkilerin hem finansal gelişmenin tüm göstergeleri için hem de kısa ve uzun dönem itibarıyla geçerli olduğu görülmüştür.

Alshubiri (2021), 17 OECD ve 15 Asya ülkesi gibi farklı ülke gruplarını incelemiştir. Çalışmada, Havuzlanmış sıradan EKK ve GMM tahmincileri gibi birçok farklı testin uygulanmasıyla birlikte finansal gelişmenin gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkisi finansal sektörün türüne göre analiz edilmiştir. Şöyle ki, resmi (banka mevduatları/GSYİH), yarı resmi ((mali mevduat- banka mevduatı)/GSYİH), gayri resmi ((para arzı-finansal mevduat)/GSYİH), gayri resmi-yarı resmi finans sektörü ((para arzı-banka mevduatı)/GSYİH) finansal gelişme göstergeleri GSYİH'ye göre oluşturulup analize dahil edilmiştir. Bununla birlikte resmi (banka mevduatları/para arzı), yarı resmi ((finansal mevduat-banka mevduatları)/para arzı), gayri resmi ((para arzı-finansal

mevduat)/para arzı), gayri resmi-yarı resmi finansal aracılık ((para arzı-banka mevduatlar)/para arzı) ise finans sektörünün önemini para arzına göre ölçmektedir. Bu noktadan hareketle Dünya Bankasından elde edilen verilerle 2002-2018 dönemine ilişkin bulgular incelendiğinde yarı resmi ve gayri resmi sektörlerin önemine yönelik finansal gelişme göstergelerinin hem OECD hem de Asya ülkeleri için genel olarak gelir dağılımı eşitsizliğini azalttığı sonucuna varılmıştır. Ancak bulgular ayrıntılı olarak incelendiğinde OECD ülkeleri için gelir dağılımı eşitsizliği ile resmi finans sektörü ve resmi finansal aracılık arasında negatif, gayri resmi-yarı resmi finansal sektör, gayri resmi-yarı resmi finansal aracılığı arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu görülmüştür. Analiz Asya ülkeleri için değerlendirildiğinde ise resmi finansal sektör katsayısının negatif olmakla birlikte anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Yine aynı şekilde Asya ülkeleri için yarı resmi finansal sektör, gayri resmi finansal aracılık ve gayri resmi-yarı resmi finansal aracılık katsayılarının negatif ve anlamlı olduğu dikkati çekmektedir. Bununla birlikte gayri resmi finansal sektör, gayri resmi-yarı resmi finansal sektör, gayri resmi finansal aracılık ve yarı resmi finansal aracılık katsayılarının ise Asya ülkeleri özelinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Çalışmadan elde edilen bir diğer önemli sonuç ise finansal gelişmenin gelir dağılımı eşitsizliğini ani değil de kademeli olarak azaltmasıdır. Bunun yanında Asya ülkeleri için resmi finans sektörünün diğer sektörlerle nazaran aşırı gelişmesi sonucunda finansal gelişmenin gelir dağılımı eşitsizliğini artırması elde edilen bulgular arasındadır.

Lee vd. (2022), Yumuşak Geçişli Panel Regresyon yöntemi ile 37 ülkenin 2001-2015 dönemini incelemişlerdir. Ülkeler gelir düzeylerine, borçlanma durumlarına ve doğrudan yabancı yatırım girişlerine göre farklı alt gruplara ayrılmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre yüksek gelirli ve kredi vermeyen ülkeler için finansal gelişme ile gelir dağılımı eşitsizliği arasındaki ilişkide doğrudan yabancı yatırımların önemli bir etkisinin olduğu belirlenmiştir. Diğer taraftan yüksek gelire sahip olmayan veya doğrudan yabancı yatırım düzeyi düşük olan ülkelerde ise, gelir dağılımı eşitsizliğini ortadan kaldırmak için finansal gelişmenin güçlendirilmesi gerektiği sonucuna ulaşılmıştır. Burada altı çizilmesi gereken önemli bir nokta ise, finansal gelişmenin gelir dağılımı eşitsizliğini azalttığı ancak finansal gelişmenin derecesinin artmasıyla bu etkinin azalacağı bulgusudur. Finansal gelişmeyi temsilen ise iki tür gösterge kullanılmıştır. Bu göstergelerden ilki, mevduat bankaları ve finansal kuruluşlardan alınan krediler, banka mevduatları, finansal sistem mevduatları, özel krediler ve cari borçlardır. İkinci gösterge ise, yurt içi borsasında kayıtlı yurt içi borsa değerinin GSYİH'ye bölünmesiyle elde edilen borsa sermayesidir.

19 OECD ülkesi kapsamında Alexiou vd. (2022) tarafından 2000-2017 döneminin ele alındığı çalışmada, finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki etkisinin ele alınan gelir dağılımı ve finansal gelişme göstergesine bağlı olarak değiştiği ileri sürülmüştür. Çalışmada ampirik literatürden oldukça farklı olarak SWIID kaynaklı vergi öncesi ve vergi sonrası Gini katsayısı ile Galbraith ve Kum (2005) tarafından geliştirilen imalat sektörü ücret verilerine dayanan Gini endeksi olmak üzere üç farklı gelir dağılımı ölçütü

kullanılmıştır. Elde edilen panel tahmin sonuçlarında banka mevduatlarının sadece vergi öncesi (piyasa temelli) hesaplanan gelir dağılımı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu ve gelir dağılımı eşitsizliğini arttırdığı bulgusuna ulaşılmıştır. Bu bulgunun yanında banka mevduatlarının diğer gelir dağılımı ölçütleri üzerinde istatistiksel olarak herhangi bir anlamlı etkisinin olmadığı görülmüştür.

3. Yöntem, Değişkenler ve Veriler

3.1. Yöntem

Çalışmada finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki asimetrik etkisini kısa ve uzun dönem itibarıyla incelemek için doğrusal olmayan ARDL modeli uygulanmıştır. Bu doğrultuda öncelikle çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlık derecelerini belirlemek amacıyla Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılmıştır. Ardından finansal gelişme göstergelerinde meydana gelen pozitif ve negatif değişimlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisinin farklılık gösterip göstermediğini ortaya koyan doğrusal olmayan ARDL yöntemi uygulanmıştır. Çalışmada kullanılan modeller aşağıda verilmiş olup, ardından yararlanılan ekonometrik yönteme ilişkin teorik bilgiye yer verilmiştir.

$$\text{Model I: } LGINI = f\{LM2^+, LM2^-, LKBDG, ENF\} \quad (1)$$

$$\text{Model II: } LGINI = f\{LBM^+, LBM^-, LKBDG, ENF\} \quad (2)$$

Shin, Yu ve Greenwood-Nimmo (2014) tarafından önerilen doğrusal olmayan ARDL yöntemi, değişkenler arasında kısa ve uzun dönem asimetrik ilişkileri ortaya koymak amacıyla bağımsız değişkenlerin hem pozitif hem de negatif kısmi ayrıştırmalarının toplamalarını kullanmaktadır. Çalışmada finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki asimetrik etkisini test edebilmek için her bir finansal gelişme göstergesi pozitif ve negatif olarak ayrıştırılmıştır. Modellerde yer alan $LM2_i^+$ ve LBM_i^+ sırasıyla geniş para arzı ve banka mevduatlarındaki pozitif değişimlerin kümülatif toplamalarını; $LM2_i^-$ ve LBM_i^- ise sırasıyla geniş para arzı ve banka mevduatlarındaki negatif değişimlerin kümülatif toplamalarını göstermektedir.

Finansal gelişme göstergelerine ilişkin serilerin azalma ve artışları için negatif ve pozitif kısmi toplamaları ise (3), (4), (5) ve (6) numaralı eşitlikler yardımıyla hesaplanmış olup, Model I ve II için sırasıyla aşağıda sunulmuştur (Kolcu ve Yamak, 2022, s. 488).

$$\text{Pozitif kısmi toplamalar için; } LM2_i^+ = \sum_{i=1}^t \Delta LM2_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta LM2_i, 0) \quad (3)$$

$$\text{Negatif kısmi toplamalar için; } LM2_i^- = \sum_{i=1}^t \Delta LM2_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta LM2_i, 0) \quad (4)$$

$$\text{Pozitif kısmi toplamlar için; } LBM_i^+ = \sum_{i=1}^t \Delta LBM_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta LBM_i, 0) \quad (5)$$

$$\text{Negatif kısmi toplamlar için; } LBM_i^- = \sum_{i=1}^t \Delta LBM_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta LBM_i, 0) \quad (6)$$

Finansal gelişme göstergelerinin pozitif ve negatif olarak ayrıştırılmasının ardından her bir model çerçevesinde kısıtlanmamış hata düzeltme modelleri aşağıdaki gibi oluşturulmuştur. Gelir dağılımı ile geniş para arzı, kişi başına düşen gelir ve enflasyon oranının yer aldığı Model I için (7) numaralı denklemde; gelir dağılımı ile banka mevduatları, kişi başına düşen gelir ve enflasyon oranının yer aldığı Model II için ise (8) numaralı denklemde tahmin edilmiştir.

$$\begin{aligned} \Delta LGINI_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta LGINI_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ \Delta LM2_{t-i}^+ + \\ & \sum_{i=0}^n \beta_{3i}^- \Delta LM2_{t-i}^- + \sum_{i=0}^r \beta_{4i} \Delta LKBDG_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{5i} \Delta LENF_{t-i} + \alpha_1 LGINI_{t-1} + \\ & \alpha_2^+ LM2_{t-1}^+ + \alpha_3^- LM2_{t-1}^- + \alpha_4 LKBDG_{t-1} + \alpha_5 LENF_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \Delta LGINI_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta LGINI_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ \Delta LBM_{t-i}^+ + \\ & \sum_{i=0}^n \beta_{3i}^- \Delta LBM_{t-i}^- + \sum_{i=0}^r \beta_{4i} \Delta LKBDG_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{5i} \Delta LENF_{t-i} + \\ & \alpha_1 LGINI_{t-1} + \alpha_2^+ LBM_{t-1}^+ + \alpha_3^- LBM_{t-1}^- + \alpha_4 LKBDG_{t-1} + \alpha_5 LENF_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

Denklemlerde yer alan Δ , fark operatörünü; β_0 sabit terimi; $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ ve β_4 kısa dönem değişken katsayılarını; $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ ve α_4 uzun dönem değişken katsayılarını; p, q, n, r ve k optimal gecikme uzunluklarını ve ε_t ise hata terimini göstermektedir.

Doğrusal olmayan ARDL yaklaşımında seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olup olmadığı F-istatistiği değerinin Pesaran vd. (2001) tarafından belirlenmiş tablo kritik değerleri ile karşılaştırılması sonucunda belirlenmektedir. (7) ve (8) numaralı denklemlerde yer alan her bir finansal gelişme göstergesine ilişkin uzun dönem pozitif ve negatif katsayıları sırasıyla $-\alpha_2^+/\alpha_1$ ve $-\alpha_3^-/\alpha_1$; kişi başına düşen gelir ve enflasyon değişkenlerine ait uzun dönem katsayıları ise sırasıyla $-\alpha_4/\alpha_1$ ve $-\alpha_5/\alpha_1$ şeklinde hesaplanmaktadır.

Doğrusal olmayan ARDL modelinde seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin tespit edilmesinin ardından kısa ve uzun dönem asimetri ilişkisi Wald testi yardımıyla üç farklı hipotez kapsamında belirlenmektedir. Bu hipotezlerin ilki uzun dönemdeki diğerleri ise kısa dönemdeki asimetrik ilişkiyi tespit etmeye yöneliktir.

Uzun dönemde asimetrik etkinin test edilmesinde finansal gelişme göstergelerinin negatif ve pozitif katsayılarının birbirine eşit olup olmadıkları sınanmakta olup, H_0 hipotezi $-\alpha_2^+/\alpha_1 = -\alpha_3^-/\alpha_1$ şeklinde ifade edilmektedir. Buna göre H_0 hipotezinin,

$-\alpha_2^+/\alpha_1 \neq -\alpha_3^-/\alpha_1$ şeklinde oluşturulan alternatif H1 hipotezine karşı reddedilmesi durumunda uzun dönemde asimetrik etkinin varlığına karar verilmektedir.

Kısa dönemde asimetrik etkinin test edilmesinde ilk olarak pozitif ve negatif finansal gelişme değişimlerinin ayrı ayrı cari ve geçmiş dönem değerlerinin toplamalarının anlamlı olup olmadığı sınanmaktadır. Buna göre (7) ve (8) numaralı denklemler çerçevesinde $\sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ = 0$ ise finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerinde kısa dönemde pozitif şoklarının etkisinin olmadığı ancak $\sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ \neq 0$ ise pozitif şoklarının etkisinin olduğu anlaşılmaktadır. Benzer şekilde $\sum_{i=0}^n \beta_{3i}^- = 0$ ise finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerinde kısa dönemde negatif şoklarının etkisinin olmadığını bunun aksine $\sum_{i=0}^n \beta_{3i}^- \neq 0$ şeklinde ise finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerinde kısa dönemde negatif şoklarının etkisinin olduğunu göstermektedir.

Kısa dönemde her bir finansal gelişme göstergesinin gelir dağılımı üzerindeki simetrik/asimetri ilişkisinin varlığını sınamak amacıyla ikinci olarak pozitif ve negatif şokların etkilerinin birbirine eşit olup olmadıkları test edilmektedir. Kısa dönem simetri olduğunu ifade eden ve $\sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ = \sum_{i=0}^n \beta_{3i}^-$ şeklinde oluşturulan H0 hipotezinin, $\sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ \neq \sum_{i=0}^n \beta_{3i}^-$ şeklindeki alternatif H1 hipotezine karşı reddedilmesi durumunda kısa dönemde finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki etkisinin asimetrik olduğuna karar verilmektedir.

3.2. Değişkenler ve Veriler

Bu çalışmanın ekonometrik analizindeki veriler yıllık frekansta olup, 1980-2022 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada bağımlı değişken olarak gelir dağılımı eşitsizliği serisi kullanılmış ve ilgili seri Frederick Solt tarafından oluşturulan Standartlaştırılmış Dünya Gelir Dağılımı Eşitsizliği veri setinden temin edilmiştir. Finansal gelişme göstergesi olarak geniş para arzı (M2) ve banka mevduatları serileri analize dahil edilmiştir. Finansal gelişme serilerine yönelik gösterge için Dünya Bankası Küresel Finansal Gelişme veri tabanından yararlanılmıştır. Kişi başına düşen gelir ve tüketici fiyat enflasyon serisi ise analizde kullanılan diğer açıklayıcı değişkenlerdir. Söz konusu değişkenler kısaltmaları ile birlikte Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1

Değişkenlerin Kısaltması ve Açılımı

Değişkenin Kısaltması	Değişkenin Açılımı
LGİNİ	Hane halkı kullanılabilir gelirine göre oluşturulan gelir dağılımı eşitsizliği
LM2	M2 geniş anlamda para arzının GSYİH içerisindeki payı
LBM	Banka mevduatlarının GSYİH içerisindeki payı
LKBDG	Kişi Başına Düşen reel GSYİH (Bin TL)
LENF	Enflasyon Oranı (Tüketici Fiyat Endeksindeki Yüzde Değişim)

Not: Değişkenlerin önünde yer alan L harfi, ilgili serinin logaritmik transformasyonunu göstermektedir.

4. Bulgular, Analiz ve Değerlendirmeler

Finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki asimetrik etkisini test etmeden önce çalışmada yer alan serilerin durağanlık düzeyleri ADF ve PP birim kök testleri ile belirlenmiştir. Bu testlere ilişkin elde edilen sonuçlar Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2

ADF ve PP Birim Kök Test İstatistikleri

Değişken	ADF-t istatistikleri			PP-t istatistikleri		
	Sabitsiz-Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitsiz-Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli
LGINI	-1.210	-3.384**	-3.300*	-1.548	-3.282**	-2.561
LM2	1.632	-1.180	-5.215***	3.276	-1.884	-5.169***
LBM	2.142	-0.819	-5.273***	3.032	-1.604	-5.266***
LKBDG	4.829	0.500	-2.102	6.940	1.293	-2.102
LENF	-0.501	-1.460	-0.433	-0.523	-1.460	-0.730
ΔLGINI	-3.481***	-3.686***	-4.096**	-3.496***	-3.758***	-4.227***
ΔLM2	-8.075***	-8.441***	-8.350***	-8.366***	-21.528***	-22.792***
ΔLBM	-7.824***	-8.516***	-8.374***	-7.912***	-14.556***	-14.207***
ΔLKBDG	-4.581***	-6.724***	-6.765***	-4.688***	-7.088***	-7.843***
ΔLENF	-4.504***	-4.378***	-4.441***	-4.498***	-4.370***	-4.464***

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Δ simgesi ise değişkenlerin birinci devresel farkını göstermektedir. ADF regresyonundaki optimal gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre belirlenmiştir.

Serilerin hem ADF hem de PP birim kök testi sonuçlarının yer aldığı Tablo 2’de, LGINI serisinin ADF testine göre sabitli ve sabitli-trendli formda sırasıyla %5 ve %10, PP testinde ise sadece sabitli formda %5 anlamlılık düzeyinde ve seviyesinde durağan olduğu görülmüştür. Ancak ilgili değişkene ait grafik incelendiğinde serinin trend içerdiği gözlemlenmiştir. Bundan dolayı LGINI serisinin durağanlığının belirlenmesinde sabitli-trendli formun dikkate alınması gerektiğinden, bu serinin seviyesinde ve sabitli-trendli formda durağan olduğunun kabul edilmesi uygun olacaktır. LM2 ve LBM serilerine ilişkin her iki test sonucunun birbirini destekler nitelikte sabitli-trendli formda seviyesinde durağan olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan her iki test sonucunda ulaşılan t-istatistiklerine göre LKBDG ve LENF değişkenlerinin seviyesinde durağan olmadığı tespit edilmiştir. İlgili değişkenlerin, hem ADF hem de PP testlerine göre birinci devresel farkında durağan olduğu görülmüştür. Dolayısıyla elde edilen ADF ve PP birim kök test sonuçları incelendiğinde, değişkenlerin farklı derecelerde durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmada serilerin durağanlık analizlerinden sonra seriler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi test etmek amacıyla oluşturulan Model I ve II çerçevesinde doğrusal olmayan ARDL yaklaşımı uygulanmıştır. Her bir model için bağımlı değişken olarak gelir dağılımı eşitsizliği (LGINI) serisi kullanılmıştır. Finansal gelişmeyi temsilen Model

I'de geniş para arzı (LM2) ve Model II'de banka mevduatları (LBM) serileri bağımsız değişken olarak ele alınmıştır. Ayrıca kişi başına düşen gelir (LKBDG) ve enflasyon oranı (LENF) serileri söz konusu iki modele de dahil edilmiştir. Bu aşamada finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki olası asimetrik etkileri Model I ve II için ayrı ayrı doğrusal olmayan ARDL modeli ile incelenmiştir. Çünkü asimetrik etki sadece kısa veya uzun dönemde ortaya çıkabileceği gibi her iki dönemde birlikte de görülebilir. Model I ve II kapsamında gerçekleştirilen doğrusal olmayan ARDL yaklaşımında öncelikle gelir dağılımı ile söz konusu bağımsız değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını sınavan sınır test istatistiğine, ardından serilerin uzun dönem elastikiyet katsayıları ile modelin tanısıl testlerine ve son olarak hata düzeltme terimlerine yönelik bulgulara yer verilmiştir. Ardından her bir modele yönelik uzun ve kısa dönem simetrik ve asimetrik ilişkiyi sınavan Wald test istatistiklerine ait bulgular sunulmuştur.

Öncelikle gelir dağılımı eşitsizliği, geniş para arzının GSYİH içerisindeki payı, kişi başına düşen gelir ve enflasyon oranı serilerinden oluşan Model I kapsamında doğrusal olmayan ARDL modeli tahmin edilmiştir. Optimal gecikme uzunlukları için AIC bilgi kriteri dikkate alınmıştır.³ Buna göre ARDL (4, 4, 2, 4, 4) dereceli modeli en uygun model olarak belirlenmiş ve bu doğrultuda F-istatistiği 11.365 olarak hesaplanmıştır.⁴ Bu değer en az %1 anlamlılık düzeyinde Pesaran vd. (2001) tablo üst kritik değerinden büyük olup, gelir dağılımı eşitsizliği ile geniş para arzı, kişi başına düşen gelir ve enflasyon oranı arasında asimetrik eş-bütünleşmenin diğer bir ifadeyle uzun dönem ilişkinin varlığını göstermektedir. Söz konusu bu ilişkiye yönelik tahmin edilen uzun dönem elastikiyet katsayılarına, uzun dönem simetrik ve asimetrik etkiyi sınavan Wald test istatistiklerine ve tanısıl test sonuçlarına dair bulgular Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3'te rapor edilen doğrusal olmayan ARDL modeline göre tahmin edilen uzun dönem elastikiyet katsayıları incelendiğinde, geniş para arzının uzun dönem pozitif katsayısı ($LM2^+$) istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı ve beklentiler doğrultusunda negatif işaretli bulunmuştur. Buna karşın geniş para arzının uzun dönem negatif katsayısının ($LM2^-$) ise bu çalışmanın beklentileriyle aksi yönde olduğu ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin bulunmadığı tespit edilmiştir. Bu bulguya göre gelir dağılımı eşitsizliği uzun dönem itibarıyla geniş para arzındaki pozitif değişimlerden etkilenmekte buna karşın negatif değişimlere karşı herhangi bir şekilde tepki vermemektedir. Tablo 3'ten de görüldüğü üzere geniş para arzı %1 arttığında gelir dağılımı eşitsizliği %0.063 azalmaktadır. Bu doğrultuda bir finansal gelişme göstergesi olarak analize dahil edilen ve söz konusu ilişkiye yönelik literatürde de oldukça sık kullanılan geniş para arzının,

³ Doğrusal olmayan ARDL modeli kapsamında her iki model için AIC bilgi kriteri dikkate alınmıştır.

⁴ Model I ve II için doğrusal olmayan ARDL sınır test istatistiklerine göre hesaplanan F-istatistiğine ilişkin tablo alt [I(0)] ve üst [I(1)] kritik değerlerinin tüm modeller için aynı olduğu görülmüştür. Hesaplanan F-istatistiklerinin %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyindeki tablo alt [I(0)] kritik değerleri sırasıyla 3.29, 2.56 ve 2.2 iken tablo üst [I(1)] kritik değerleri sırasıyla 4.37, 3.49 ve 3.09'dur.

finansal gelişmenin gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkisini yansıtan iyi bir gösterge olduğu kanısına varılmıştır.

Geniş para arzındaki negatif şoklar gelir dağılımı üzerinde herhangi bir etkiye sahip olmayıp, söz konusu göstergeye ilişkin elde edilen bu bulgu bu çalışmanın beklentileriyle örtüşmemektedir. Gelir dağılımının geniş para arzındaki negatif şoklara tepki vermemiş olmasına, ekonomik birimlerin geniş para arzındaki pozitif değişimlere karşılık negatif değişimlere daha yavaş bir şekilde uyum sağlamaları gerekçe olarak gösterilebilmektedir. Bununla birlikte geniş para arzı düşüşlerinin gelir dağılımını etkileyebilmesi için belirli bir eşik değerine diğer bir ifadeyle asgari bir finansal gelişme düzeyine sahip olması gerektiği de yine bu durumun bir diğer gerekçesi olarak görülmektedir. Bir ülke ekonomisinde para arzını belirleyen bankacılık sistemi, merkez bankası ve mevduat sahiplerinin kararları doğrultusunda para arzına yönelik negatif şokların dengeli ve sürdürülebilir bir şekilde yönetilmesi gelir dağılımının bu durumdan etkilenmemesini sağlayan bir diğer önemli faktör olarak değerlendirilebilmektedir. Finansal ürünlerin, süreçlerin ve araçların gelişimine paralel olarak ekonomik birimlerin farklı alternatiflere sahip olması yine gelir dağılımının geniş para arzı düşüşlerine tepki vermemesine neden olabilmektedir. Kaynakların ve risklerin etkin dağılımının sağlandığı, mülkiyet haklarının korunduğu, yolsuzluğun kontrolünün sağlandığı diğer bir deyişle kurumsal kalitenin yüksek olduğu ekonomilerde de yine gelir dağılımı geniş para arzı düşüşlerine karşı tepki vermeyebilmektedir.

Tablo 3

Model I – Doğrusal Olmayan ARDL Modeli Uzun Dönem Katsayıları, Wald Test İstatistikleri ve Tanısal Test Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği
$LM2^+$	-0.063***	0.021	-3.088
$LM2^-$	-0.034	0.026	-1.304
LKBDG	0.090***	0.024	3.674
LENF	0.027***	0.006	4.716
Sabit Terim	2.871***	0.206	13.942
<i>Uzun Dönem Wald İstatistiği</i>			
$-\alpha_2^+/\alpha_1 = -\alpha_3^-/\alpha_1$	2.708		
Tanısal İstatistikler		Katsayı	
F-istatistiği		11.365***	
Normallik (Jarque-Bera)		0.648	
Otokorelasyon (Breusch-Godfrey LM Testi) NR^2		0.041	
Değişen Varyans (Breusch-Pagan-Godfrey Testi) NR^2		28.633	
Spesifikasyon (Ramsey-Reset) F-istatistiği		0.942	
CUSUM		İstikrarlı	
CUSUMSQ		İstikrarlı	

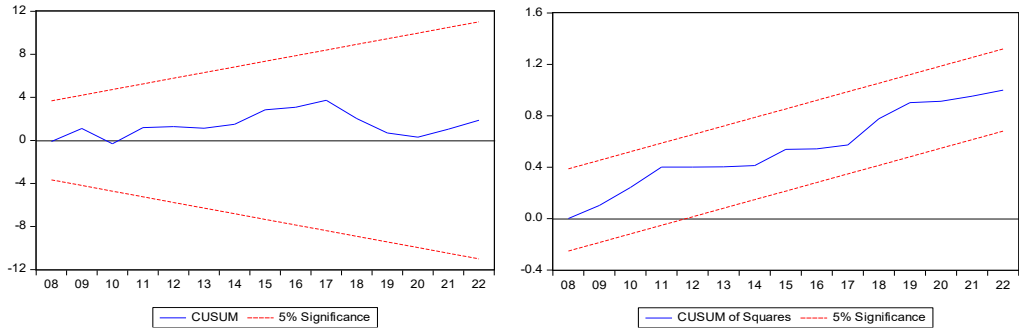
Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 3'te görüldüğü gibi doğrusal olmayan ARDL modelinde uzun dönem simetrik/asimetrik etkinin tahmin edildiği Wald testi sonuçlarına göre geniş para arzının GSYİH içerisindeki payının gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkisi simetriktir. Şöyle ki $LM2^+$ ve $LM2^-$ serileri sırasıyla geniş para arzındaki pozitif ve negatif değişimleri ifade etmekte olup, Model I için uzun dönem katsayılarının birbirine eşit olduğunu diğer bir ifadeyle uzun dönem simetrik ilişkinin olduğunu gösteren H_0 hipotezi ($-\alpha_2^+/\alpha_1 = -\alpha_3^-/\alpha_1$) herhangi bir anlamlılık düzeyinde reddedilmemektedir. Dolayısıyla H_0 hipotezinin alternatif asimetri hipotezine karşı reddedilememesi, uzun dönemde LM2 serisinin LGINI serisi üzerinde simetrik bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan LKBDG ve LENF serilerine ait katsayılar Model I kapsamındaki istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif işaretlidir. Buna göre kişi başına düşen gelir ve enflasyon oranı uzun dönem itibarıyla gelir dağılımını olumsuz yönde etkilemektedir.

Tanısal test bulgularının yer aldığı Tablo 3'e bakıldığında, Model I'de herhangi bir otokorelasyon, değişen varyans, spesifikasyon hatası ve hata terimlerinin normal dağılmama sorunları tespit edilmemiştir. Son olarak tahmin edilen parametrelerin istikrarlı olup olmadıklarını sınyan CUSUM ve CUSUMSQ testlerinden elde edilen bulgulara hem Tablo 3'te hem de Grafik 1'de yer verilmiştir. Bu bulgulara göre Model I için tahmin edilen doğrusal olmayan ARDL modelinde CUSUM ve CUSUMSQ istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar içerisinde kaldığı ve modeldeki katsayıların istikrarlı olduğu sonucuna varılmıştır.

Grafik 1

Model I – Doğrusal Olmayan ARDL Modeli CUSUM ve CUSUMSQ Test Sonuçları



Doğrusal olmayan ARDL modelinde gelir dağılımı eşitsizliği ile geniş para arzı, kişi başına düşen gelir ve enflasyon oranı arasındaki kısa dönem ilişkinin incelendiği hata düzeltme modeli ve Wald testi sonuçlarına Tablo 4'te yer verilmiştir. Bu sonuçlara bakıldığında gelir dağılımı eşitsizliğinin kısa dönemde sadece geniş para arzındaki artışlardan değil aynı zamanda düşüşlerden de etkilendiği görülmektedir. Şöyle ki $DLM2_t^+$ ve $DLM2_{t-1}^+$ serilerinin cari ve bir dönemlik gecikme katsayılarına göre geniş para arzındaki artışlar gelir dağılımı eşitsizliğini azaltmaktadır. Diğer taraftan geniş para arzının iki dönemlik gecikme katsayısının ($DLM2_{t-2}^+$) negatif işaretli olmasına rağmen

istatistiksel olarak anlamsız bulunması, geniş para arzında meydana gelen iki dönem sonraki pozitif yönlü değişimlerin gelir dağılımı eşitsizliğini etkilemediği anlamına gelmektedir. Geniş para arzının üç dönemlik gecikme katsayısının %1 düzeyinde anlamlı ve pozitif işaretli olması oldukça dikkat çekmektedir. Dolayısıyla özellikle geniş para arzının gerçekleştiği dönemde ve bir sonraki dönemde geniş para arzı gelir dağılımını iyileştirmekte ancak üç dönem sonra olumsuz etkilemektedir. Ayrıca $DLM2_t^-$ ve $DLM2_{t-1}^-$ serilerinin cari ve bir dönemlik gecikme katsayıları sırasıyla 0.020 ve 0.029 olup istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır. Buna göre geniş para arzındaki düşüşler gelir dağılımı eşitsizliğini iki dönem boyunca azaltmaktadır.

Tablo 4

Model I – Doğrusal Olmayan ARDL Modeli Hata Düzeltme Model Sonuçları ve Wald İstatistikleri

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği
$\Delta LGINI_{t-1}$	-0.050	0.049	-1.025
$\Delta LGINI_{t-2}$	0.024	0.038	0.649
$\Delta LGINI_{t-3}$	0.170***	0.036	4.749
$\Delta LM2_t^+$	-0.042***	0.007	-5.970
$\Delta LM2_{t-1}^+$	-0.031***	0.006	-5.123
$\Delta LM2_{t-2}^+$	-0.005	0.006	-0.772
$\Delta LM2_{t-3}^+$	0.020***	0.005	3.620
$\Delta LM2_t^-$	0.020***	0.006	3.416
$\Delta LM2_{t-1}^-$	0.029***	0.009	3.122
$\Delta LKBDG_t$	-0.051***	0.010	-5.184
$\Delta LKBDG_{t-1}$	-0.085***	0.014	-6.080
$\Delta LKBDG_{t-2}$	-0.053***	0.014	-3.746
$\Delta LKBDG_{t-3}$	0.021*	0.011	1.840
$\Delta LENF_t$	0.002**	0.001	2.168
$\Delta LENF_{t-1}$	-0.014***	0.002	-8.221
$\Delta LENF_{t-2}$	-0.013***	0.002	-6.704
$\Delta LENF_{t-3}$	-0.005**	0.002	-2.686
ECM_{t-1}	-0.456***	0.048	-9.535

Kısa Dönem Wald İstatistikleri

$$\sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ = 0 \quad 2.424$$

$$\sum_{i=0}^n \beta_{3i}^- = 0 \quad 5.530^{**}$$

$$\sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ = \sum_{i=0}^n \beta_{3i}^- \quad 4.016^*$$

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Δ harfi ise ilgili serinin birinci devresel farkını ifade etmektedir.

Kişi başına düşen gelir kısa dönem itibariyle istatistiksel olarak anlamlı olup, üç dönem boyunca gelir dağılımı eşitsizliğini etkilemektedir. Ancak kişi başına düşen gelirdeki artışın içerisinde bulunulan dönemde ve sonraki iki dönemde gelir dağılımı eşitsizliğini azaltırken üç dönem sonra artırdığı görülmektedir. Tablo 4'te doğrusal olmayan ARDL modeline ilişkin enflasyon oranının katsayısına bakıldığında ise hem cari dönem hem de sonraki üç dönem boyunca istatistiksel olarak en az %5 düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Cari dönemde enflasyon oranı gelir dağılımı eşitsizliğini artırmaktayken sonraki üç dönem itibariyle gelir dağılımını iyileştirmektedir. Son olarak hata düzeltme terimi katsayısının işaretinin beklenildiği gibi negatif ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmüştür. Bu bulgu, kısa dönemde meydana gelen dengeden sapmaların uzun dönem itibariyle dengeye yaklaştığını ifade etmektedir.

Tablo 4'te sunulan kısa dönem geniş para arzı ile gelir dağılımı eşitsizliği arasındaki simetri/asimetri ilişkisine dair Wald testi bulgularına göre H_0 hipotezi ($\sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ = 0$) pozitif geniş para arzındaki değişimin cari ve geçmiş dönem değerlerinin toplamının anlamlı olmadığını ifade etmekte olup, herhangi bir anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Diğer taraftan negatif geniş para arzı değişiminin cari ve geçmiş dönem değerlerinin toplamını ifade eden H_0 hipotezi ($\sum_{i=0}^n \beta_{3i}^- = 0$) %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Dolayısıyla kısa dönem itibariyle geniş para arzı artışlarının gelir dağılımı üzerindeki kümülatif etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı, ancak geniş para arzı düşüşlerinin gelir dağılımı üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Bu bulguya göre kısa dönemde negatif geniş para arzı değişimleri gelir dağılımı eşitsizliğini etkilerken pozitif geniş para arzı değişimleri ise etkilememektedir. Buna göre gelir dağılımı eşitsizliğinin geniş para arzı değişimine verdiği tepkinin asimetrik olduğunu söylemek mümkündür.

Pozitif ve negatif geniş para arzı değişimlerinin cari ve geçmiş dönem değerlerinin toplamının birbirine eşit olduğu bir diğer ifadeyle simetri olduğu şeklinde oluşturulan H_0 hipotezi ($\sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ = \sum_{i=0}^n \beta_{3i}^-$) %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Dolayısıyla H_0 hipotezinin alternatif hipoteze karşı reddedilmesi kısa dönem itibariyle geniş para arzının gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde asimetrik bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

İkinci olarak Model II çerçevesinde doğrusal olmayan ARDL modeli tahmin edilmiştir. Bu modelde finansal gelişme göstergelerinden biri olan banka mevduatlarının GSYİH'deki payı açıklayıcı değişken olarak kullanılmıştır. Buna göre finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki etkisinin doğrusal olmayan yönünün ortaya konulması amacıyla tahmin edilen doğrusal olmayan ARDL modelinde ARDL (4, 4, 2, 4, 4) en uygun model olarak belirlenmiştir. Bu doğrultuda LGINI ile LBM^+ , LBM^- , LKBDG ve LENF serileri arasında asimetrik eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. F-istatistiğinin değeri 11.887 olarak hesaplanmış olup, %1 anlamlılık düzeyinde tablo üst kritik değerinden büyük çıkmıştır.

Doğrusal olmayan ARDL modelinde tahmin edilen uzun dönem elastikiyet

katsayılarının yer aldığı Tablo 5 incelendiğinde, banka mevduatlarının uzun dönem pozitif katsayısı uzun dönem negatif katsayısından mutlak anlamda iki kat fazla olup, %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Buna karşın banka mevduatları serisinin uzun dönem negatif katsayısı negatif işaretli olmasına rağmen istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Bu bulgular incelendiğinde banka mevduatları artışlarının gelir dağılımını iyileştirdiği ancak banka mevduatları düşüşlerinin gelir dağılımını herhangi bir şekilde etkilemediği sonucuna varılmıştır. Bu bağlamda banka mevduatları artışlarının gelir dağılımı üzerindeki etkisinin bu çalışmanın beklentileriyle örtüştüğü ancak düşüşlerinin düşünüldüğü kadar önemli bir etkiye sahip olmadığı görülmüştür. Bu durum gelir dağılımının sadece banka mevduatları artışlarına karşı duyarlılık gösterdiği anlamına gelmektedir. Sonuç olarak bakıldığında Model II kapsamında elde edilen bulgulara göre gelir dağılımının uzun dönem itibarıyla banka mevduatları şoklarına verdiği tepki asimetriktr.

Bankalar, mevduatlar aracılığıyla ekonomik birimlere kredi sağlamakta olup, ekonomide kaydı para oluşturarak para arzını genişletmektedirler. Bu amaçla bankalar, mevduat olarak tutulan para hacminin artırılmasıyla ekonomik birimlere finansal aracılığın sağlanmasının yanı sıra mevduat hesabı bakiyesi dahilinde farklı hizmetleri de sunmaktadırlar. Bunlar otomatik fatura ödemeleri, düşük işlem maliyetleri, güvenli depolama ve şubesiz bankacılık gibi hizmetlerdir. Finansal gelişmenin sağladığı bu hizmetler dolayısıyla finansal erişim de artmakta olup, daha fazla ekonomik birim finansal gelişmenin olanaklarından yararlanmaktadır. Bu durum banka mevduatlarındaki pozitif değişimlerin gelir dağılımını iyileştirdiği yönündeki bulgumuzu desteklemektedir. Diğer taraftan bir ekonomide bu bağlamda para oluşturmayan, mevduat toplamayan ve diğer kaynaklardan gelir elde eden finansal araçlar da mevcuttur. Bunlar emeklilik fonları, döviz borsaları, sigorta firmaları, finans firmaları, yatırım ve fon ortaklıkları ve bazı mikro finans kurumlarıdır. Bunlar ekonomik birimler için farklı alternatifleri ortaya koyarken bankaların da içerisinde bulunduğu finansal araçlar için gelir kaybına yol açabilmektedir. Ekonomik birimler piyasa, likitide, kredi ve faaliyet riskinin daha iyi yönetildiği bankalara karşılık tasarruflarını değerlendirmek ve depolamak amacıyla bu kurumlara veya finansal olmayan sisteme yönelebilmektedirler. Ekonomik birimlerin bu yönelimlerine bir gerekçe olarak Durkaya ve Ceylan (2006) mevduatların vergilendirilmesini göstermiştir. Çünkü bu durum finansal sektörden fon kaçışlarına sebep olabilmesi ve sonuç olarak finansal piyasalarda yer alması gereken tasarrufların altın, döviz ve gayrimenkul gibi gömüleme alanlarına çekilmesine neden olmaktadır. Bunların yanı sıra ekonomik birimler tasarruflarını tüm bu ekonomi sisteminin işleyişi içerisinden çekerek iktisat teorisi açısından bir kaybı ifade eden ve yine gömüleme olarak adlandırılan kendince güvenli bir ortamda da tutabilmektedirler. Bu noktadan hareketle gelir dağılımının banka mevduatlarındaki negatif değişimlerden herhangi bir şekilde etkilenmediği durumlarla karşılaşılmaktadır. Ayrıca LKBDG ve LENF değişkenlerinin doğrusal olmayan ARDL modelinde tahmin edilen uzun dönem elastikiyet katsayılarının %1 düzeyinde anlamlı ve pozitif işaretli oldukları görülmektedir.

Tablo 5

Model II – Doğrusal Olmayan ARDL Modeli Uzun Dönem Katsayıları, Wald Test İstatistikleri ve Tanısal Test Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği
LBM^+	-0.064***	0.021	-3.088
LBM^-	-0.032	0.026	-1.304
LKBDG	0.090***	0.024	3.674
LENF	0.024***	0.006	4.716
Sabit Terim	2.892***	0.206	13.942
Uzun Dönem Wald İstatistiği			
$-\alpha_2^+/\alpha_1 = -\alpha_3^-/\alpha_1$	4.551**		
Tanısal İstatistikler		Katsayı	
F-istatistiği		11.887***	
Normallik (Jarque-Bera)		0.354	
Otokorelasyon (Breusch-Godfrey LM Testi) NR^2		0.159	
Değişen Varyans (Breusch-Pagan-Godfrey Testi) NR^2		27.224	
Spesifikasyon (Ramsey-Reset) F-istatistiği		0.684	
CUSUM		İstikrarlı	
CUSUMSQ		İstikrarlı	

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

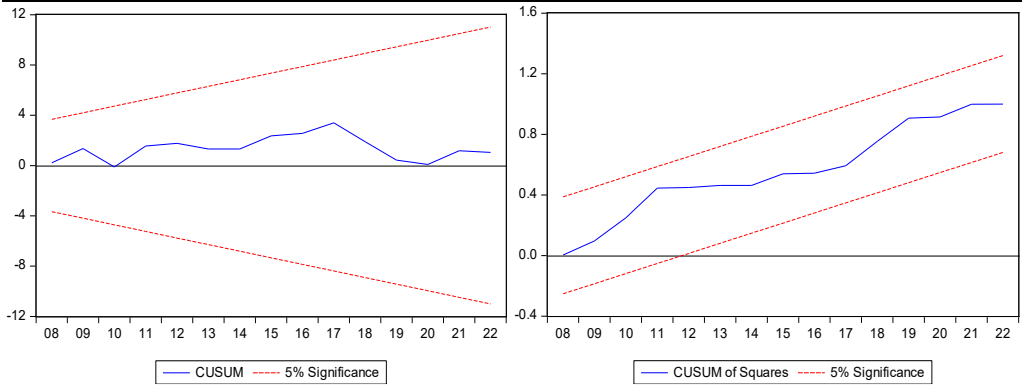
Banka mevduatlarındaki pozitif ve negatif şokları ifade eden LBM^+ ve LBM^- serilerinin uzun dönem elastikiyet katsayılarının birbirine eşit olup olmadıklarını inceleyen Wald testi sonuçlarına göre uzun dönem simetrik ilişkinin varlığını ifade eden H_0 hipotezi ($-\alpha_2^+/\alpha_1 = -\alpha_3^-/\alpha_1$) %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Dolayısıyla H_0 hipotezinin alternatif asimetri hipotezine karşı reddedilmesi, uzun dönem itibarıyla banka mevduatlarının gelir dağılımı üzerinde asimetric bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan tanısal test sonuçlarının da rapor edildiği Tablo 5'te, Model II'nin normal dağılıma uygun olduğu ve ilgili modelde herhangi bir otokorelasyon ve değişen varyans sorununun tespit edilmediği görülmüştür. Ayrıca modelde herhangi bir spesifikasyon veya model kurma hatasının olmadığı belirlenmiştir. Bununla birlikte hem Tablo 5 hem de Grafik 2'de gösterilen CUSUM ve CUSUMSQ test sonuçlarına göre tahmin edilen doğrusal olmayan ARDL modelinde %5 anlamlılık düzeyinde herhangi bir istikrarsızlık gözlenmemiştir.

Tablo 6'da rapor edilen doğrusal olmayan ARDL modeline ilişkin kısa dönem katsayılar incelendiğinde, DLGINI serisinin $DLBM^+$ serisinden sadece t, t-1 ve t-3 döneminde, $DLBM^-$ serisinden ise hem t hem de t-1 döneminde etkilendiği görülmüştür. Diğer taraftan $DLBM^+$ serisinin t-2 dönemindeki etkisinin büyüklüğü 0.004 olmasına rağmen bu büyüklük istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Bu bulgulardan hareketle, banka mevduatlarındaki artışların cari dönemde ve aynı zamanda bir sonraki dönemde

gelir dağılımı eşitsizliğini azalttığı ancak üç dönem sonra arttırdığı, azalışların ise hem içerisinde bulunulan dönemde hem de bir sonraki dönemde gelir dağılımı eşitsizliğini azalttığı sonucuna varılmıştır. Kişi başına düşen gelir kısa dönem boyunca gelir dağılımı eşitsizliğini t , $t-1$ ve $t-2$ döneminde azaltmakta buna karşın $t-3$ döneminde ise arttırmaktadır. Enflasyon oranı ise gelir dağılımı eşitsizliğini cari dönem haricinde geri kalan üç dönem boyunca etkilemektedir. Ayrıca hata düzeltme terimi katsayısı -0.47 olup, beklenildiği gibi negatif işaretli ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Buna göre kısa dönemde meydana gelen sapmaların bir dönem sonra yaklaşık %47'sinin telafi edilerek uzun dönemde tekrardan dengeye yaklaşması beklenmektedir.

Grafik 1

Model II – Doğrusal Olmayan ARDL Modeli CUSUM ve CUSUMSQ Test Sonuçları



Tablo 6

Model II – Doğrusal Olmayan ARDL Modeli Hata Düzeltme Model Sonuçları ve Wald İstatistikleri

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği
$\Delta LGINI_{t-1}$	-0.031	0.047	-0.668
$\Delta LGINI_{t-2}$	0.050	0.038	1.328
$\Delta LGINI_{t-3}$	0.198***	0.037	5.374
ΔLBM_t^+	-0.036***	0.007	-5.461
ΔLBM_{t-1}^+	-0.018***	0.005	-3.424
ΔLBM_{t-2}^+	0.004	0.005	0.780
ΔLBM_{t-3}^+	0.021***	0.005	4.221
ΔLBM_t^-	0.017**	0.007	2.586
ΔLBM_{t-1}^-	0.025**	0.010	2.757
$\Delta LKBDG_t$	-0.047***	0.010	-4.884
$\Delta LKBDG_{t-1}$	-0.076***	0.013	-5.866

$\Delta LKBDG_{t-2}$	-0.042***	0.013	-3.196
$\Delta LKBDG_{t-3}$	0.022*	0.011	1.975
$\Delta LENF_t$	0.000	0.001	0.461
$\Delta LENF_{t-1}$	-0.014***	0.002	-8.437
$\Delta LENF_{t-2}$	-0.012***	0.002	-6.434
$\Delta LENF_{t-3}$	-0.004**	0.002	-2.387
ECM_{t-1}	-0.465***	0.048	-9.752
Kısa Dönem Wald İstatistikleri			
$\sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ = 0$	0.789		
$\sum_{i=0}^n \beta_{3i}^- = 0$	4.521*		
$\sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ = \sum_{i=0}^n \beta_{3i}^-$	2.257		

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Δ harfi ise ilgili serinin birinci devresel farkını ifade etmektedir.

Kısa dönem finansal gelişme simetrisine yönelik Wald testi sonuçlarının sunulduğu Tablo 6'ya bakıldığında, pozitif banka mevduatları şoklarının cari ve geçmiş dönem değerlerinin toplamının anlamlı olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin ($\sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ = 0$) herhangi bir anlamlılık düzeyinde reddedilemediği görülmüştür. Oysaki, negatif banka mevduatları şoklarının cari ve geçmiş dönem değerlerinin toplamını gösteren H_0 hipotezinin ($\sum_{i=0}^n \beta_{3i}^- = 0$) %10 anlamlılık düzeyinde reddedildiği tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgulara göre kısa dönemde banka mevduatları artışlarının gelir dağılımı üzerindeki kümülatif etkisinin anlamlı olmadığı ancak banka mevduatları düşüşlerinin gelir dağılımı üzerindeki kümülatif etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Bundan dolayı banka mevduatlarının gelir dağılımı üzerindeki etkisinin kısa dönemde asimetric olduğunu söylemek mümkündür. Bunun yanı sıra pozitif ve negatif banka mevduatları şoklarının cari ve geçmiş dönem değerlerinin toplamının birbirine eşit olduğunu bir diğer ifadeyle simetrik olduğunu ifade eden H_0 hipotezi ($\sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ = \sum_{i=0}^n \beta_{3i}^-$) herhangi bir anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Buna göre H_0 hipotezinin alternatif asimetri hipotezine karşı reddedilememesi, kısa dönem itibarıyla banka mevduatlarının gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde simetrik bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

5. Sonuç

Bu çalışmada, 1980-2022 dönemi Türkiye ekonomisi için finansal gelişmenin gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki kısa ve uzun dönem asimetric etkisinin ortaya konulması amaçlanmıştır. Finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki etkilerinin belirlenmesi amacıyla iki farklı finansal gelişme göstergesi ayrı ayrı ele alınmıştır. Söz konusu finansal gelişme göstergeleri; geniş para arzı ve banka mevduatlarıdır. Bu göstergelerin gayri safi yurtiçi hasıla içerisindeki payları kullanılmıştır. Oluşturulan her bir model için öncelikle doğrusal olmayan ARDL modeli tahmin edilmiş olup, asimetric ilişkinin varlığı

sınanmıştır.

Mevcut çalışmada doğrusal olmayan ARDL modeli kapsamında elde edilen bulgulara, uzun dönem itibariyle gelir dağılımı eşitsizliği geniş para arzındaki pozitif değişimlere tepki verirken negatif değişimlere herhangi bir şekilde tepki vermemektedir. Şöyle ki, geniş para arzındaki artışlar gelir dağılımını iyileştirirken düşüşler gelir dağılımı üzerinde herhangi bir etkiye sahip değildir. Bu bulgular beklentiler doğrultusunda ekonomik birimlerin geniş para arzındaki negatif şoklara nazaran pozitif şoklara karşı daha duyarlı olduğunu göstermektedir. Bu durum, Türkiye ekonomisindeki merkez bankası, bankacılık sistemi ve mevduat sahiplerinin para arzını belirleme hususundaki kararlarının sürdürülebilir nitelikte olmasıyla açıklanabilmektedir. Kurumsal kalite ise para arzındaki düşüşlere karşı gelir dağılımının herhangi bir tepki vermemesine etki ettiği düşünülen bir diğer önemli faktördür. Kurumsal kalitenin zayıf olması durumunda, yalnızca yüksek gelir düzeyine sahip sınırlı sayıdaki birim finansal gelişmenin olanaklardan yararlanabilmektedir. Dolayısıyla yüksek kurumsal kalite aracılığıyla para arzındaki düşüşlere rağmen kaynakların ve risklerin etkin dağılımı sağlanarak, ekonomik birimlerin finansal sisteme erişim imkanlarının korunduğu düşünülmektedir.

Bu çalışmada doğrusal olmayan ARDL modeli sonucunda elde edilen bulgulara göre banka mevduatları gelir dağılımı üzerinde uzun dönemde asimetric kısa dönemde ise simetrik bir etkiye sahiptir. Banka mevduatlarındaki pozitif şokların beklenildiği gibi gelir dağılımı eşitsizliğini azalttığı ancak negatif şokların gelir dağılımı üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı belirlenmiştir. Bankalar diğer finansal kuruluşlar ile benzer şekilde ekonomik birimler için hem finansal aracılık hem de düşük işlem maliyeti, şubesiz işlem yapma ve güvenli depolama gibi hizmetler sunabilmektedirler. Dolayısıyla banka mevduatlarının artmasıyla birlikte bankalar tarafından sunulan hizmetlerin artması ve çeşitlenmesi beklenmektedir. Bu durum ise ekonomik birimlerin finansal gelişmenin imkanlarından daha fazla yararlanmalarıyla birlikte gelir dağılımının iyileşmesini sağlamaktadır. Bilindiği üzere diğer finansal kuruluşlar da bankalar ile benzer şekilde birçok finansal hizmeti sunmaktadır. Ekonomik birimler yatırım ve tasarruf yapabilmek veya gelirlerini koruyabilmek ve arttırabilmek amacıyla bankalara bir alternatif olarak farklı finansal kuruluşlara yönelebilmektedir. Ayrıca ekonomik birimler mevduatlarını finansal sistem dışında altın, döviz veya gayrimenkul gibi alanlarda değerlendirebilmektedir. Bunların yanı sıra ekonomik birimler mevduatlarını tüm bu ekonomik sistemin içinden çekerek iktisat teorisi açısından bir dışlamayı ifade eden kendince güvenli bir alanda da tutabilmektedirler. Dolayısıyla tüm bu durumlar, banka mevduatlarındaki negatif değişimlere rağmen gelir dağılımının bu durumdan herhangi bir şekilde etkilenmemesine gerekçe olarak gösterilebilmektedir.

Sonuç olarak çalışmadan elde edilen bulguların tamamında, Türkiye ekonomisi için finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerinde asimetric bir etkiye sahip olduğu görülmüştür. Söz konusu asimetric ilişkinin ise, finansal gelişme sağlandıkça düşük gelir grubundaki bireylerin olumlu etkilenirken yüksek gelir grubundaki bireylerin bu durumdan pek

etkilenmemesi, buna karşılık finansal gelişmenin finansal krizlerle durma veya gerileme aşamasına girmesiyle her iki gelir grubunun da bu durumdan etkilenmesinden kaynaklanabileceği düşünülmektedir. Türkiye’de yaşanan finansal krizler, finansal sistemdeki belirsizlikleri arttırarak bu asimetrik etkiyi derinleştiren önemli bir faktör olmuştur. Krizlerin ardından yapılan politika değişiklikleri ve uygulanan ekonomik yapısal reformlar, özellikle düşük gelir grubundaki bireylerin finansal hizmetlere erişimini iyileştirmiş olsa da, krizlerin kalıcı etkileri bu bireylerin ekonomik fırsatlara erişimindeki eşitsizliği arttırmıştır. Diğer taraftan özellikle düşük gelir grubundaki bireylerin, finansal gelişme ile birlikte finansal okuryazarlıklarını arttırmaları ve finansal imkanlara erişimlerinin kolaylaşması sağlanmıştır. Ancak yüksek gelir grubundaki bireyler bu imkanlara finansal gelişme öncesinde de zaten sahiptirler. Ayrıca, düşük gelir grubundaki bireylerin finansal hizmetlere erişimi, eğitim seviyesi ve yaşam standartları gibi faktörlerden dolayı gecikmeli olabilmektedir. Bu nedenle, sosyal ve ekonomik politikaların daha kapsayıcı ve erişilebilir finansal imkanlar sunmayı hedeflemesi büyük önem taşımaktadır. Böylece, finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki olumlu etkileri yalnızca bireysel düzeyde değil, aynı zamanda toplumsal düzeyde de sağlanmaktadır. Çünkü finansal okuryazarlık programları ve kapsayıcı finansal politikalar sayesinde, düşük gelir grubundaki bireyler daha bilinçli finansal kararlar alabilir ve dolayısıyla ekonomik imkanlara erişebilir. Bu durum toplumun genel ekonomik refahını artırabilir.

Türkiye’de finansal kurumların kurumsal kalite seviyesi de finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki asimetrik etkisinde büyük bir öneme sahiptir. Şöyle ki, kurumsal kalitenin düşük olması durumunda, bir ekonomideki finansal hizmetler ve servetin kullanımının, yalnızca diğer bireylere güven verebilecek birkaç kişiyle sınırlı kaldığı görülmektedir. Bu durum, gelirin sermaye lehine eşitsiz bir şekilde dağılımına yol açarken, düşük gelirli bireylerin finansal fırsatlara erişimlerini kısıtlamaktadır. Gelişmemiş veya az gelişmiş bir finansal sistemde, ekonomik birimler riski uygun bir şekilde dağıtma yeteneğine sahip olmadıkları için yüksek riskli finansal hizmetlerle karşılaşmaktadırlar. Bu da, finansal hizmetlerin maliyetlerinin artmasına ve nüfusun büyük bir bölümünün bu hizmetlere erişim imkanlarının sınırlı olmasına neden olmaktadır. Oysaki kurumsal altyapının mevcut veya uygun olması durumunda, söz konusu sorunların giderilmesinin ardından finansal hizmetlere erişimin mümkün olacağı düşünülmektedir.

Belirlenen asimetrik ilişkide, finansal sistem içerisindeki ürün/hizmet çeşitliliğinin ve bu alternatiflerin ekonomik birimler için kapsayıcılığının farklı olmasının, ters seçim ve ahlaki tehlike gibi asimetrik bilgi sorunlarının etkili olduğu da düşünülmektedir. Bu çalışmada veri eksikliği gerekçesiyle finansal gelişme göstergelerinden sadece kurum temelli finansal gelişme göstergeleri kullanılmış olup, piyasa temelli göstergeler kullanılamamıştır. Bu durum, elde edilen sonuçların genellenebilirliğini sınırlandırmaktadır. Çünkü Türkiye’de, kurum temelli finansal gelişme göstergeleri ile piyasa temelli finansal gelişme göstergelerinin gelir dağılımı üzerindeki etkileri, farklı

mekanizmalar aracılığıyla gerçekleşmektedir. Şöyle ki, kurum temelli finansal gelişme, hukuk sistemi, finansal piyasa düzenlemelerinin kalitesi, finansal araçların güvenilirliği ve finansal denetim mekanizmalarının etkinliği gibi faktörleri kapsamaktadır. Piyasa temelli finansal gelişme ise, borçlanma olanakları, borsa ve finansal araçların çeşitliliği, sermaye piyasalarının derinliği (yatırımcı sayısı, işlem hacmi, hisse senedi ve tahvil piyasalarının büyüklüğü) gibi göstergelerle değerlendirilmektedir. Dolayısıyla kurum temelli finansal gelişme, özellikle düşük gelirli bireylerin finansal hizmetlere erişiminde kritik bir öneme sahiptir. Piyasa temelli finansal gelişme ise, sermaye piyasalarının büyümesiyle birlikte yüksek gelirli yatırımcılara daha fazla fırsat sunmaktadır. Sonuç olarak, mevcut çalışmada finansal gelişmenin gelir dağılımı üzerindeki etkisini incelerken yalnızca bankalar ve diğer finansal kurumları temel alan göstergeler kullanılmış, sermaye piyasalarının büyüklüğü ve etkinliğiyle ilgili göstergeler ise dikkate alınmamıştır. Veri temini sağlandığında, piyasa temelli göstergelerle de analiz yapılabilir. Böylece gelir dağılımının kurum ve piyasa temelli şoklara ne şekilde tepki vereceğini karşılaştırmak mümkün olacaktır.

Yazarlık Beyanı: Tüm yazarlar çalışmanın tasarımı, veri toplama, analiz ve makale yazımına katkıda bulunmuştur. Tüm yazarlar makalenin son halini gözden geçirerek onaylamıştır.

Çıkar Çatışması Beyanı: Yazarlar, araştırma, yazarlık ve yayınlama süreçlerinde herhangi bir çıkar çatışması bulunmadığını beyan eder.

Finansman: Yazarlar, bu çalışmaya herhangi bir mali destek veya finansman sağlanmadığını beyan eder.

Etik Beyanı: Yazarlar, bu çalışmada bilimsel ve etik ilkelere uyulduğunu ve kullanılan tüm kaynakların düzgün bir şekilde alıntılandığını beyan eder.

Kaynakça

- Ahmed, A. R., & Masih, M. (2017). What is the link between financial development and income inequality? evidence from Malaysia, MPRA Paper No:79416.
- Alexiou, C., Trachanas, E., & Vogiazas, S. D. (2022). Income inequality and financialization: A not so straightforward relationship, *Journal of Economic Studies*, 49(1), 95-111. <https://doi.org/10.1108/JES-05-2020-0202>.
- Alshubiri, F. (2021). Financial deepening indicators and income inequality of OECD and ASIAN countries. *The Journal of Economic Asymmetries*, 24, e00211. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2021.e00211>.
- Ang, J. B. (2010). Finance and inequality: The case of India. *Southern Economic Journal*, 76(3), 738-761.
- Bahmani-Oskooee, M. & Zhang, R. (2015). On the impact of financial development on income distribution: time-series evidence, *Applied Economics*, 47(12), 1248-1271. <https://doi.org/10.1080/00036846.2014.993135>
- Banerjee, A. V., & Newman, A. F. (1993). Occupational choice and the process of development, *Journal of Political Economy*, 101(2), 274-298.
- Banerjee, A. V., & Newman, A. F. (1991). Risk-bearing and the theory of income distribution, *The Review of Economic Studies*, 58(2), 211-235, <https://doi.org/10.2307/2297965>.

- Batuo, M. E., Guidi, F., & Mlambo, K. (2010). Financial development and income inequality: Evidence from African countries, *African Development Bank*, 44, 1-27. <https://doi.org/10.1108/17576381011055334>.
- Biyase, M., & Chisadza, C. (2023). Symmetric and asymmetric effects of financial deepening on income inequality in South Africa, *Development Southern Africa*, 40(2), 961-978. <https://doi.org/10.1080/0376835X.2022.2163226>
- Canavire-Bacarreza, G. J., & Rioja, F. K. (2008). Financial development and the distribution of income in Latin America and the Caribbean, IZA Discussion Paper Series, No.3796.
- Claessens, S., Djankov, S., Fan, P. J., & Lang H. P. (2002). Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings, *The Journal of Finance*, 57(6), 2741-2771. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00511>
- Claessens, S., & Perotti, E. (2007). Finance and inequality: Channels and evidence, *Journal of Comparative Economics*, 35(4), 748-773. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2007.07.002>
- Çetin, M., Demir, H., & Demir, S. (2021). Financial development, technological innovation and income inequality: Time series evidence from Turkey, *Social Indicators Research*, 156(1), 47-69. <https://doi.org/10.1007/s11205-021-02641-7>.
- Destek, M. A., Sinha, A., & Sarkodie, S. A. (2020). The relationship between financial development and income inequality in Turkey, *Journal of Economic Structures*, 9(1), <https://doi.org/10.1186/s40008-020-0187-6>.
- Durkaya, M., & Ceylan S. (2006). Vergi gelirleri ve ekonomik büyüme, *Maliye Dergisi*, 150, 79-89.
- Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics, *The Review of Economic Studies*, 60(1) 35-52. <https://doi.org/10.2307/2297811>.
- Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income, *Journal of Political Economy*, 98(5), 1076-1107.
- Hassan, A., & Meyer, D. (2021). Financial development–income inequality nexus in South Africa: A nonlinear analysis, *International Journal of Economics and Finance Studies*, 12(2), 15-25.
- Jauch, S., & Watzka, S. (2016). Financial development and income inequality: A panel data approach, *Empirical Economics*, 51, 291-314.
- Koh, S. G. M., Lee, G. H. Y., & Bomhoff, E. J. (2020). The income inequality, financial depth and economic growth nexus in China, *The World Economy*, 43(2), 412-427. <https://doi.org/10.1111/twec.12825>.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality, *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Lee, C., Lee, C., & Cheng, C. (2022). The impact of FDI on income inequality: Evidence from the perspective of financial development, *International Journal of Finance & Economics*, 27(1), 137-157. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2143>.
- Kolcu, F., & Yamak, R. (2022). Döviz kurunun mevduat dolarizasyonu üzerindeki asimetrik etkisi, *İzmir İktisat Dergisi*, 37(2), 481–500. <https://doi.org/10.24988/ije.1005229>.
- Kuşçuoglu, S. Y., & Çicek, M. (2021). Financial development and income inequality relationship: Analyzing financial Kuznets curve with ARDL boundary test in Turkey, *International Journal of Scientific and Technological Research*, 7(1), 79-102.
- Nikoloski, Z. (2013). Financial sector development and inequality: Is there a financial Kuznets curve?, *Journal of International Development*, 25(7), 897-911. <https://doi.org/10.1002/jid.2843>.
- Nguyen, T. C., Vu, T. N., Vo, D. H., & Ha, D. T. (2019). Financial development and income inequality in emerging markets: A new approach, *Journal of Risk And Financial Management*, 12(4), 173. <https://doi.org/10.3390/jrfm12040173>.
- Nguyen, H. T. (2021). Financial development, income inequality and the role of democracy: Evidence from Vietnam, *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, (8)11, 21-29.

- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Putriani, D., & Prastowo, P. (2019). Financial inequality nexus and islamic banking, *Journal Ekonomi and Keuangan Islam*, 5(2), 43-52. <https://doi.org/10.20885/jeki.vol5.iss2.art1>.
- Rajan, R., & Zingales, L. (2003). *Saving capitalism from the capitalists*, Crown Business Division of Random House, New York.
- Ridzuan, A. R., Zakaria, S., Fianto, B. A., Yusoff, N. Y. M., Sulaiman, N.F. C., Razak, M. I., Siswantini, S., & Lestari, A. (2021). Nexus between financial development and income inequality before pandemic Covid-19: Does financial Kuznets curve exist in Malaysia, Indonesia, Thailand and Philippines?, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 11(2), 260-271.
- Sehrawat, M., & Giri, A. K. (2016). Panel data analysis of financial development, economic growth and rural-urban income inequality: Evidence from SAARC countries, *International Journal of Social Economics*, 43(10), 998-1015. <https://doi.org/10.1108/IJSE-10-2014-0211>.
- Sethi, P., Bhattacharjee, S., Chakrabarti, D., & Tiwari, C. (2021). The impact of globalization and financial development on India's income inequality, *Journal of Policy Modeling*, 43(3), 639-656. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2021.01.002>.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework, *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*, 281-314.
- Topuz, S. G., & Dağdemir, Ö. (2016). Finansal gelişme ve gelir eşitsizliği: Bir panel veri analizi, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16(3), 19-34. <https://doi.org/10.18037/ausbd.390325>.
- Vo, D. H., Pham, A. T., Tran, Q., & Vu, N. T. (2023). The long-run effects of financial development on income inequality: Evidence from the Asia-Pacific countries, *Heliyon*, 9(8), 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e19000>