

ARAŞTIRMA MAKALESİ / RESEARCH ARTICLE

PARA POLİTİKASI VE GELİR EŞİTSİZLİĞİ İLİŞKİSİ: KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİNDE NEDENSELLİK ANALİZİ

THE RELATIONSHIP BETWEEN MONETARY POLICY AND INCOME INEQUALITY: CAUSALITY ANALYSIS IN FRAGILE FIVE COUNTRIES

Doç. Dr. Seda BAYRAKDAR¹

ÖZ

Gelir dağılımı eşitsizliği birçok ülkenin onlarca senedir gündeminde olan önemli bir sosyo-ekonomik problemdir. Gelir dağılımı eşitsizliği durumunda başta ekonomik büyüme ve sosyal refah bu süreçten olumsuz etkilenecektir. Bu nedenle hem ekonomik hedeflere ulaşmada hem de sosyal adaletin sağlanmasında gelir dağılımı eşitsizliklerinin ortadan kaldırılması gerekmektedir. Bu çalışmada gelir eşitsizliği konusunda ihmal edilen para politikasının etkileri Kırılgan Beşli olarak isimlendirilen (Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye) ülkelerde 1994-2017 dönemi için panel veri nedensellik analizi ile araştırılmaktadır. Çalışmada bu ülkelerde uygulanan para politikası araçlarından politika faizi, geniş para arzı ve gelir eşitsizliği arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Analiz kapsamında ele alınan dönemde Brezilya, Güney Afrika ve Türkiye açısından Gini katsayısından politika faizine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi ve Brezilya, Güney Afrika'da ise geniş para arzından politika faizine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Gelir Eşitsizliği, Para Politikası, Kırılgan Beşli.

JEL Sınıflandırma Kodları: E4, E5, Q1.

ABSTRACT

Income inequality is a significant socioeconomic problem that has been on the agenda of many countries for decades. Income inequality will negatively impact economic growth and social welfare. Therefore, eliminating income inequalities is necessary both to achieve economic goals and to ensure social justice. This study investigates the effects of monetary policy, which has been neglected in income inequality, in the Fragile Five countries (Brazil, India, Indonesia, South Africa, and Turkey) using panel data causality analysis for the period 1994-2017. The study examines the causal relationship between the policy rate, the broad money supply, and income inequality, which are among the monetary policy instruments implemented in these countries. A unidirectional causal relationship from the Gini coefficient to the policy rate was found for Brazil, South Africa, and Turkey during the period covered in the analysis, while a unidirectional causal relationship from the broad money supply to the policy rate was found for Brazil and South Africa.

Keywords: Income Inequality, Monetary Policy, Fragile Five.

JEL Classification Codes: E4, E5, Q1.

¹  Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, Finansal Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Bölümü, seda.bayrakdar@hbv.edu.tr

EXTENDED SUMMARY

Purpose and Scope:

Income inequality is an economic problem that has been on the agenda of many countries for decades and has been discussed. In the event of income inequality, economic growth and economic efficiency will be negatively affected by this process. Therefore, income distribution inequalities must be eliminated both in achieving economic goals and in ensuring social justice. In this study, the effects of monetary policy, which has been neglected in income inequality, are investigated with panel data causality analysis for the period 1994-2017 in the countries called the Fragile Five (Brazil, India, Indonesia, South Africa and Türkiye). In the study, the causality relationship between the policy rate, broad money supply and income distribution, which are the monetary policy tools applied in these countries, is examined.

Design/methodology/approach:

Since the aim of the study is to investigate the causal relationships between three variables, a total of six models are established. Therefore, first, whether there is a causal relationship between the variables x_1 used to represent the policy interest rate and y used to represent the income distribution; between x_2 used to represent the broad money supply and income distribution y and finally between the policy interest rate and the broad money supply is analyzed with the bidirectional causality test. The existence of the causal relationship between the variables included in the analysis within the scope of the study is examined with Dumitrescu and Hurlin (2012) panel causality test. This panel causality test can be applied both in the presence and in absence of cross-sectional dependency and in the case of slope coefficient homogeneity or heterogeneity (Erataş Sönmez and Sağlam, 2019, p.101). The only condition required for the application of the test is that the variables questioned or examined for causal relationship between them are stationary at the same level (Dumitrescu and Hurlin, 2012, p.1452). Given all this information regarding the Dumitrescu and Hurlin (2012) causality test, the method of the study can be explained as follows: (i) first, whether there is cross-sectional dependency on the basis of models is examined. (ii) then, whether the slope coefficients are homogeneous or heterogeneous is determined. (iii) then, a unit root test is applied in order to examine the stationarity status of the variables. (iv) following the unit root test, the optimal lag length is determined for the model to be examined and (v) finally, the test is applied and the causality relationship between the variables is examined.

Findings:

As a result of the analysis, the countries where the causality relationship from income distribution to policy rate is valid are Brazil, South Africa, and Türkiye. Accordingly, there is a one-way causality relationship from the Gini coefficient to the policy rate for Brazil, South Africa, and Türkiye during the period examined in the analysis. Another finding is that a one-way causality relationship exists from the broad money supply to the policy rate in Brazil and South Africa.

Conclusion and Discussion:

The relationship between monetary policy and income distribution inequality, which is generally neglected in the study, has recently been examined for the Fragile Five Countries, which are evaluated in the same categorization due to similar structural fragilities. The effect of monetary policy on income inequality emerges through the income composition channel, earnings heterogeneity channel, financial segmentation channel, portfolio channel and savings redistribution channel. While theoretical and empirical inferences reveal a relationship between these two variables, they do not indicate the direction of this relationship. The relationship between income inequality and monetary policy practices has been proven by various empirical studies (Ersoy et al., 2008; Züllig, 2015; Davtyan, 2016; Coibion et al., 2016; Broer et al., 2017; Furceri et al., 2018; Guerello, 2018; Hohberger et al., 2018; Lenza and Slacalek, 2019; Yousaf et al., 2018; Creel and Herradi, 2019; Goodness et al., 2019). However, there are no definitive results on how expansionary or contractionary monetary policies would affect income inequality. This uncertainty may be due to many reasons: First, whether the implemented monetary policies are traditional or modern monetary policies and the policy tools used for monetary policies are very important. When implementing monetary policies aimed at quantitative easing or quantitative contraction, different monetary policy tools such as open market operations, short-term and long-term interest rates, M1 or M2 money supply, nominal or real interest rates, and policy interest rates can be used. Which of these tools would be used would affect which of the monetary policy and income inequality channels would be active. In addition, the structural differences of the countries would cause the implemented policy results to have different results. It is also said that many other variables that are not within the scope of the study and are accepted as "ceteris paribus" affect income inequality, of course; however, it would not be easy to separate these effects. Ultimately, as a result of the study, a causal relationship is determined between income inequality and monetary policy. In the fragile five countries examined, Brazil, South Africa and Türkiye, a unidirectional causal relationship from the Gini coefficient to the policy rate is found, while in Brazil and South Africa, a unidirectional causal relationship from the broad money supply to the policy rate is found.

1. GİRİŞ

Geleneksel yazında para politikası ve gelir dağılımı arasındaki ilişki ihmal edilmesine rağmen bu iki önemli makroekonomik değişkenin etkileşiminin tamamen göz ardı edildiği de söylenemez. Merkez bankalarının uyguladıkları para politikalarının istihdam artışı, ekonomik büyüme gibi hedefleri olsa da (TCMB, 2025) geleneksel Merkez Bankacılığında para politikasının asli görevi fiyat istikrarı yani parasal istikrardır. Bu hedef faiz politikalarının gelir dağılımı üzerindeki etkilerinin ikinci sıraya atılmasına dahası göz ardı edilmesine yol açmıştır (Cœuré, 2012). Para politikasının gelir dağılımı ile etkileşimi faiz ve enflasyon üzerinden kurgulanmaktadır. Para politikalarının kamu otoritesi tarafından farklı kullanımları geliri yoksullar ya da zenginler lehine aktarabilir (Taşcı, 2019, s. 86). İktisadi olarak yüksek faiz oranları çeşitli gerekçelerle hoş görülmemektedir. Servet sahipleri yüksek faiz oranları aracılığıyla servetlerine servet katmaktadır (Çetin, 2013, s. 19). Yüksek faiz oranları uzun vadeli reel yatırımlar azaltırken, istihdamın azalmasına ve işsizliğin artmasına neden olmaktadır. Bir ülkede fonksiyonel gelir dağılımı açısından bakıldığında milli gelirden en yüksek payı ücretliler alıyorsa yüksek faiz oranları gelir dağılımını ilk olarak ücretliler aleyhine bozmakta ve bu nedenle bir bütün olarak ülkedeki gelir dağılımı bozulmaktadır (Brown, 1999, s. 2153; Ceyhan ve Peçe, 2020, s. 36; Bükey ve Çetin, 2017, s. 108). Tam tersi düşük faiz oranları ise gelir dağılımı adaletini alt gelir grubunun yararına olacak şekilde değiştirebilir. Örneğin tarım, sanayi sektörüne verilen düşük faizli krediler bu alanlarda üretim yapan firmaları üretime teşvik edebilecektir. Yaşanabilecek üretim artışı emek talebini tetikleyerek toplam istihdamı artırabilir. Bu nedenle alt gelir grubu düşük faizlerden olumlu etkilenecektir (Büyükdenez, 1991, s. 34; Akgül, 2018, s. 41). Daraltıcı bir para politikasını izleyen yüksek faiz oranları borçlanma maliyetini artırarak borcu ödenmez hale getirebilir ve bu nedenle gelir-servetin transferine yol açabilir (toplumun alt tabakasından üst tabakasına doğru) yüksek faizler yalnızca mevduat üzerinden faiz geliri elde edenlerin işine yarayacak, diğer kesimler yüksek faizlerden olumsuz etkilenecektir. Bu etki de gelir dağılımında bozulmaya yol açar (Diwany, 2011, s. 156-168; Karabulut, 2006, s. 32). Literatürde para politikalarının özellikle de genişletici para politikalarının gelir dağılımını düzelttiği ya da bozduğuna dair farklı görüşler vardır. Örneğin genişletici para politikalarının hisse senedi fiyatları üzerinde yukarı yönlü bir harekete neden olması bu senetleri ellerinde tutanlar lehine yani zenginlerin lehine bir durum yaratması beklenmekte ise de orta- düşük gelirli olan aleyhine bir durumun ortaya çıkacağını söylemek çok da mümkün değildir: genişletici para politikaları ile varlık fiyatları artsa da istihdam artışı da buna eşlik edecektir. Genişletici para politikaları üzerinden güçlendirilen emek piyasası ve yüksek ücret hadlerinin orta sınıf lehine bir sürece yol açacağı ifade edilmektedir. Ayrıca orta sınıf, genişletici para politikalarının olumlu etkilerinden de bütünü ile mahrum kalmayacak, yükselen varlık fiyatlarından olumlu etkileneceklerdir (orta sınıfın birçoğunun ev sahibi olması nedeniyle) ve küçük işletmelerde herhangi bir mülkiyet hissesine sahip olan kimseler de yine varlık fiyatlarındaki artıştan olumlu etkileneceklerdir. Genişletici para politikalarının yarattığı enflasyonist dönemde borçlu ve alacaklı arasında borcun reel değerini azaltan bir süreç yaşanacaktır. Borçluların yüksek enflasyondan faydalanması sayesinde borçlarının reel değeri düşerken alacaklılar ise reel olarak kaybetme eğilimindedirler. Borçluların alacaklılardan daha fakir olması nedeniyle genişletici para politikaları eşitsizliğin azalması yönünde bir etki yaratabilir.

Para politikasının gelir dağılımı üzerindeki etkilerini ölçmek çok kolay olmayacaktır. Çeşitli makroekonomik değişkenlerde ortaya çıkan oynakların ekonomideki diğer şoklardan mı yoksa para politikasından mı kaynaklandığını anlamak zordur. Mal-emek piyasalarının işleyişleri ile finans sektörünün işleyişi ve şoklara tepki verme süresi aynı değildir. Mesela, para politikalarının etkilerinin hisse senetlerindeki yansıması ve konut fiyatlarındaki yansımaları birbirlerinden farklı olacaktır (Aoki vd., 2002, s. 163-177).

Bu çalışma para politikası ve gelir dağılımı arasındaki ilişkinin yönünü “Kırılgan Beşli” ülkelerinde panel nedensellik testi ile araştırmaktadır. Kırılgan Beşli terimi, Morgan Stanley’deki bir araştırma analisti tarafından 2013 yılının Ağustos ayında, büyüme beklentilerini finanse etmek için istikrarsız yabancı yatırımlara aşırı bağımlı hale gelen gelişmekte olan piyasa ekonomilerini temsil etmek için ortaya atılmış bir ülke grubu kategorisidir. Kırılgan grubun orijinal beş üyesi arasında Türkiye, Brezilya, Hindistan, Güney Afrika ve Endonezya yer almaktadır (Chadwick, 2018, s. 3). Çalışma birkaç açıdan literatüre katkı sağlamayı amaçlamaktadır. Birinci katkı çalışmadaki konu seçiminin özgünlüğüdür. Gelir eşitliği/eşitsizliği konusu araştırılırken özellikle maliye politikası değişkenlerinin sıklıkla çalışmalara konu edildiği görülmektedir. Son dönemde konu kapsamı diğer makroekonomik göstergeleri içerse de para politikasının etkilerinin incelendiği çalışmalar son derece sınırlıdır. Çalışmanın özgünlüğüne ve katkısına gerekçe olarak gösterilebilecek ikinci husus gelir dağılımı eşitliği göstergesi olarak kullanılan Solt (2020) verileridir. Geleneksel Gini katsayıları yerine ölçüm yöntemi daha güçlü olduğu ve uluslararası mukayeselere daha fazla izin veren bu veriler yabancı literatürde daha yaygın olarak kullanılmaktadır.

Çalışmanın alana katkısını gösteren bir başka husus ise konu ile alakalı diğer çalışmaların aksine ekonometrik yöntem olarak eş bütünleşme analizinin değil nedensellik analizinin yapılmasıdır. Ayrıca sadece seçili ülkeleri ele alan başka bir çalışmaya ulaşılamamıştır. Çalışmada konunun önemini ve içeriğini ifade eden ilk kısmından sonraki ikinci kısmında gelir eşitsizliği ile alakalı kavramsal çerçeve ortaya konulacaktır, Kırılgan Beşli Ülkelerindeki gelir eşitsizliği anlatılacaktır. Çalışmanın üçüncü kısmında ise para politikaları ve gelir eşitsizliği ilişkisine dayanak oluşturacak teorik arka plan açıklanacaktır. Dördüncü kısım, konuya ait literatür özetini içeren ampirik çalışmalardan oluşmaktadır. Beşinci kısımda çalışmanın modeli, yöntemi ve ampirik bulguları anlatılarak sonuç kısmı ile çalışmadaki bulgular analiz edilip yorumlanacaktır.

2. GELİR EŞİTSİZLİĞİ KAVRAMSAL ÇERÇEVE VE KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİNDE GELİR EŞİTSİZLİĞİ ANALİZİ

Dünyada gelir eşitsizliği kavramının sanayi devriminden sonra ortaya atıldığı bilinse de bilhassa 1980 yılından sonra küreselleşmenin de yaygınlaşmasıyla eşitsizliklerin arttığı söylenebilir (Kamacı, 2019, s. 59). Bazı çevreler gelir eşitsizliğinin etkin piyasa ekonomisi, büyüme ve yatırım arasındaki etkileşimin sağlanması için gerekliliğinden bahsetse de, sınırı belirlenmiş bir eşitsizlik eşiği yoktur. Farklı toplumlar, coğrafyalar, kültürler, iktisadi sistemler gelir eşitsizliği konusuna yaklaşımda farklılık göstermektedir. Gelir eşitsizliğinden ne anlaşıldığı sorusuna yanıt vermek gerekirse aşırı yoksullukla paralel seyreden hızlı ekonomik ilerleme cevabı verilebilir; ama yine de ne aşırı yoksulluğun ne de aşırı zenginliğin eşitsizlik sorununun tek başına göstergesi olmadığı açıktır. En yalın hali ile kavramı basitleştirme riskine rağmen gelir eşitsizliği, farklı kişilerin veya farklı gruplarının ekonomik koşulları arasındaki karşıtlıkları şeklinde ifade edilebilir. Bazılarına göre “ekonomik koşullar” gelir ile özetlenmektedir (Champernowne ve Cowell, 1998, s. 2). Gelir eşitsizliğini belirli bir gelirin haneler ve bireyler arasında eşit olarak dağıtılmaması olarak da tanımlayabiliriz. Gelir işgücünün elde etmiş olduğu maaş, ücret, ikramiye gibi kazançların yanında sahip olunan sermaye üzerinden elde edilen faiz gelirlerini, gayrimenkul kiralarnı, kamunun yapmış olduğu transferlerin hepsini kapsamaktadır (Trapeznikova, 2019, s. 2).

Gelir dağılımının çeşitli türleri bulunmaktadır: Fonksiyonel gelir dağılımı, kişisel gelir dağılımı, bölgesel gelir dağılımı ve sektörel gelir dağılımıdır. Neo-klasik iktisadi anlayış çerçevesince şekillenen fonksiyonel gelir dağılımında üretim faktörlerinin üretimden aldıkları paylar analiz edilmektedir. Kişisel gelir dağılımı ise yaratılan milli gelirin ülke nüfusuna bölünmesi ile bulunmaktadır. Bu yaklaşımda sosyal sınıf farklılıkları dikkate alınmaz. Bölgesel gelir dağılımı, ülke içerisindeki bölgelerin gelişmişlik düzeylerini mukayese etmek ve bu konuda ulusal politikalar üretmek açısından önemlidir. Bir diğer gelir dağılımı çeşidi ise sektörel gelir dağılımıdır. Küreselleşme ile hangi sektörler daha fazla öncelik verilmesi gerektiği ve ülkenin sanayileşme seviyesini göstermesi açısından önemlidir. Gelir dağılımı eşitsizliğini ölçerken farklı ölçüm yaklaşımları bulunmaktadır. Bu ölçütler normatif ve objektif olmak üzere iki kategoride değerlendirilebilir. Objektif gelir eşitsizliği ölçütleri: Lorenz eğrisinden türetilen Gini katsayısı, aralık (the range), varyans ve değişme katsayısı, logaritmik standart sapma, göreceli ortalama mutlak sapma, logaritmik sapmaların ortalaması, Kuznets katsayısı ve Genel Entropi ölçütleri ve Theil endeksidir (Bayrakdar, 2024, s. 38-41).

Kırılgan Beşli ülkelerinde gelir eşitliğinin durumu öz olarak açıklanacak olursa (Sold, 2020); uzun bir zaman aralığına dayanan şekil uyarınca gelir eşitsizliği konusunda en kötü ülke Güney Afrika’dır. Brezilya’nın gelir dağılımı eşitsizliği 2000 yılından bu tarafa anlamlı şekilde düzelmiş, Hindistan’da ise gelir dağılımı eşitsizliği 2010 yılında büyük ölçüde azalmıştır. Zaman serisi içerisinde Endonezya 2000 yılında gelir dağılımı eşitsizliği anlamında daha iyi bir durumdayken bu pozisyonu koruyamayarak bilhassa 2015 yılı ve sonrasında gelir eşitsizliği anlamında gelişme kaydedememiştir.

3. PARA POLİTİKALARI VE GELİR EŞİTSİZLİĞİ İLİŞKİSİ: TEORİK ARKA PLAN

Genel çerçevede değerlendirildiğinde, genişlemeci para politikalarının kısa vadede gelir eşitsizliğini azaltıcı bir etkisi olabilir; ancak uzun vadede, servet birikimi ve varlık fiyatlarındaki artış yoluyla eşitsizliği artırma riski taşımaktadır. Bununla birlikte, faiz oranları üzerinden işleyen para politikası aktarım mekanizması ve enflasyon beklentilerinin şekillenme biçimi de sonuçları değiştirebilir. Bu durumu destekleyen Tunalı ve Yalçınkaya (2016), süreci şu şekilde açıklamaktadır: Politika faiz oranları, piyasa beklentilerini ve faizlerin ekonomiye yansımaya biçimini etkiler. Bu geçiş etkisi; uzun vadeli faiz oranları aracılığıyla servet, kredi ve döviz kanallarına ulaşır. Kredi ve servet kanalı yoluyla etkilenen çıktı seviyesi, beklentilerle birleşerek enflasyon üzerinde belirleyici olur. Eğer kısa vadeli faiz oranları ile beklentiler arasındaki aktarımda bir bozulma yaşanır, bu durum para

politikasının etkinliğini azaltabilir. Bu tür belirsizlikler çeşitli faktörlerden kaynaklanabilir. Öncelikle uygulanan para politikasının geleneksel mi yoksa modern araçlara mı dayandığı ve kullanılan politika enstrümanlarının niteliği büyük önem taşır. Çalışma kapsamında ele alınmayan ancak sabit varsayılan (“ceteris paribus”) pek çok değişkenin de gelir dağılımı üzerinde etkisi olduğu göz ardı edilmemelidir. Örneğin emeğin cinsiyet ve yaş yapısı, eğitim seviyesi, servetin dağılımı, faktör fiyatları, enflasyon, kayıt dışı ekonomi ve dolaylı-dolaysız vergiler gibi maliye politikası araçları gelir eşitsizliğini şekillendirmektedir (Şerbetçi, 2015). Bunun yanında enflasyon ve beklentiler de bu eşitsizliği etkileyen önemli unsurlardır. Yıl içinde enflasyon beklenenden fazla gerçekleştiğinde, satın alma gücü düşer ve gelir dağılımı daha da kötüleşebilir. Öte yandan, enflasyon beklentilerindeki bir sapma, faiz oranlarının gerçek düzeyinden sapmasına yol açabilir. Eğer faiz oranları beklenen enflasyonun üzerinde kalırsa, bu durum tasarruf sahipleri lehine bir gelir aktarımı anlamına gelir (Dilber & Hatipoğlu, 2022, s. 343).

Geleneksel yöntemlerden farklı olarak uygulanan para politikalarının gelir dağılımı üzerindeki etkileri birkaç kanal üzerinden ortaya çıkmaktadır. Bu kanallar: gelir kompozisyon kanalı, kazanç heterojenliği kanalı, finansal bölümlenme kanalı, portföy kanalı ve tasarruf yeniden dağıtım kanalıdır.

- **Tasarruf yeniden dağıtım kanalı:** Genel olarak hane halkı varlık ve yükümlülüklerindeki pozisyona bakılacak olursa, genç-orta yaşlı hane halkında konut ve benzeri tüketici kredilerinin ağırlıklı olmasına ek olarak varlık sahibi olanların nispeten daha ileri yaşlarda olduğu görülmektedir. Kısa vadeli tüketici kredileri alt gelir grubundan yoğunlaşırken, konut ve mortgage kredileri ise genelde orta gelir grubunda yoğunlaşmaktadır. Üst gelir grubu ise genel olarak alacaklı pozisyonundadır. Genişletici bir para politikası uygulaması enflasyon üzerinden nominal varlık ve borçların reel değerini düşürecek. Bu durumdan varlık sahipleri olumsuz etkilenirken borçlular fayda sağlayacaklardır. Tasarruf edenlerin üst gelir grubunda borçlananların ise alt gelir grubunda olması gelir eşitsizliğindeki aralığın azalmasına yol açar. Tasarrufun yeniden dağıtım kanalı enflasyonist şokların tüm nominal varlıklar üzerindeki etkilerini araştırmaktadır (Lambrecht, 2015, s. 10).
- **Portföy kanalı:** Finansal piyasaların istikrarı konusunda merkez bankalarının varlık fiyatlarını desteklerken yapmış oldukları likidite takviyeleri ile varlık fiyatları, ücretler, istihdam gibi göstergelerde aşırı değerlenme ihtimali ortaya çıkmaktadır. Varlık fiyatlarındaki artış elinde nispeten daha fazla finansal varlık bulunan kimselere fayda sağlayacaktır, elinde varlığı olmayan ama düşük miktarda tasarrufu bulunan kimseler ise düşük faiz oranlarından dolayı daha az faiz geliri elde etmeleri sebebi ile bu süreçten olumsuz etkileneceklerdir. Bu durum hanehalkları arasında daha büyük bir gelir eşitsizliğine sebep olabilir (Ayako ve Frost, 2014).
- **Gelir kompozisyonu kanalı:** Hane halklarının gelirleri birçok farklı kaynaktan gelmektedir. Bu gelir çeşitliliğine göre de kamu otoritesinin uygulayacağı para politikalarının etkileri birbirinden farklı olacaktır. Alt gelir grubu gelirinin en önemli kısmını sosyal transferlerden yani işsizlik, sosyal, gıda yardımları gibi transferlerden karşılarken; orta gelir grubundakiler işgücü gelirlerine ve yüksek gelir gruplarındakiler ise ticari ve sermaye gelirlerine sahiptirler. Yani fonksiyonel anlamda bakıldığında orta gelir grubu ücret; üst gelir grubu kar-faiz-rant gibi gelirleri elde ederler. Bu açıdan değerlendirilecek olursa faiz oranlarındaki düşme iktisadi faaliyetleri canlandırırken işsizlik azaltmada, istihdam artmakta ve ücretler orta gelir grubunun lehine değişim göstermektedir. Bunun yanında üst gelir grubunun elde ettiği faiz gelirlerindeki azalma nedeniyle gelir dağılımı eşitsizliği azalmış olacaktır (Pedro, 2017, s. 3). Tam tersi durumda ise daraltıcı bir para politikası uygulaması iktisadi hayatı olumsuz etkileyerek, istihdamı daraltacak ve işsizliği artıracaktır. Firmaların düşen emek talepleri ücret hadlerini düşürebileceği gibi işsizliğin ve işsizlik sürelerinin artmasına sebep olacaktır. Bunun yanında sıkı para politikasının getirdiği yüksek faiz oranları elinde tasarrufu bulunanların lehine bir durum ortaya çıkararak gelir dağılımı eşitsizliğini tetikleyici bir ortam yaratacaktır (Gornemann vd., 2021, s. 35).
- **Kazanç heterojenliği kanalı:** Kazanç heterojenliği kanalı sadece işgücü kazançlarına odaklanmaktadır. Çalışanın sunduğu emeğin nitelikli ya da niteliksiz olmasına göre genişletici bir para politikası yoluyla ekonomideki konjonktürel genişleme gelir üzerinde farklı değişimlere yol açacaktır. Nitelik sahibi vasıflı işgücü parasal genişleme döneminde sermayeyi tamamlama rolüne daha uygun olduklarından niteliksiz emeğe göre daha avantajlı bir duruma geçmektedirler (Carpenter ve Rogers, 2004).
- **Finansal bölümlenme kanalı:** Merkez bankasının uygulayacağı genişletici para politikaları bütün ekonomik birimleri aynı şekilde etkilememektedir. Finansal bölümlenme kanalı hipotezinde ekonomik aktörler finansal piyasalarla alakalı olanlar ve olmayanlar şeklinde ikiye ayrılmaktadırlar; çünkü, bütün iktisadi aktörler merkez bankası ile doğrudan etkileşim halinde değildirler. Mesela hane halkı, firmalar ve birçok kurum merkez bankaları ile doğrudan etkileşim halinde değildirler. Bu nedenle banka tarafından piyasaya enjekte edilen bir

para arzı ekonomiye eşit olarak dağılmaz. Dışsal olarak belirlenen merkez bankası para arzı finansal piyasalarda işlem yapmayan ekonomik aktörlere mal ve hizmet alışverişi aracılığıyla sirayet etmektedir. Her iki taraf arasındaki ticaret hacminin gelişmesi paranın direkt merkez bankası ile bağlantılı kesimlerden bağlantısı olmayan kesimlere aktarımını belirleyecektir. Merkez bankası para arzını artırdığı ya da azalttığı zamanlarda para politikalarını etkileri sosyal bir ağ üzerinden farklı yoğunluklarla hissedilecektir (Williamson, 2008).

4. LİTERATÜR TARAMASI

Yerli ve yabancı yazın taramasında gelir dağılımı eşitsizliği incelenirken kurulan ampirik modellerde kullanılan bağımsız değişkenler arasında enflasyon, işsizlik, ekonomik büyüme, yatırım oranı, döviz kuru, insani ve beşerî gelişmişlik seviyesi, ticari-finansal açıklık oranı gibi makroekonomik göstergeler vardır. Spesifik olarak maliye politikasının gelir eşitsizliğini nasıl etkilediğine yönelik yapılan çalışmalarda ise sıklıkla kullanılan değişkenler kamu harcamaları, kamu borcu, vergi geliri, vergi yükü gibi değişkenlerdir. Bunların yanında gelir dağılımı eşitsizliğinin inovasyon, işçi gelirleri, şehirleşme ve nüfus gibi diğer ekonomik faktörlerle de ilişkisinin araştırıldığı bilinmektedir. Para politikasının etkisini inceleyen çalışmalar sınırlı olmakla beraber, bu çalışmalarda kullanılan seçili değişkenlerin faiz oranı, geniş ya da dar tanımlı para arzı ve reel faiz oranı olduğu görülmektedir. Bu kısımda yapılan literatür taraması özetinde özellikle güncel ve konu ile direkt alakalı çalışmalar derlenmiştir. Tabloda (Bkz. Tablo.1) literatür özeti oluşturulurken kullanılan birçok değişkenin sonuçlarını bulgulamak yerine çalışmada kullanılan para politikası ile alakalı olarak ve daha net bir analiz yapabilmek amacıyla sadece para politikası değişkenleri ve gelir adaletsizliği arasındaki ilişki özetlenmiştir.

Ersoy vd. (2008) 1999-2008 yılları arasında Avrupa Birliği Merkez Bankası para politikalarının üye olan 12 ülkedeki gelir eşitsizliğine etkisini panel zaman serisi ile analiz ederek daraltıcı para politikalarının gelir eşitsizliğini artırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Züllig (2015) 1990-2010 yılları arasında 22 ülkede panel VAR veri analizi yöntemi kullanarak geleneksel olmayan para politikaları ve gelir dağılımı ilişkisini incelediği çalışmada etki tepki fonksiyonunun sonuçları uyarınca genişletici para politikasının borsa değerini kısa dönemde artırdığını ve eşitsizlikte bir artışa neden olduğunu bulgulamıştır. Özetle negatif bir para politikası şoku kısa vadede gelir eşitsizliğini artırırken orta vadede gelir eşitsizliğini azaltmakta, uzun vadede ise nötralize etmektedir. Davtyan (2016) ABD’de para politikasının gelir dağılımı üzerindeki etkisini 1983-2012 dönemi için araştırmış, zaman serisi yöntemi ile yapılan analizde daraltıcı bir para politikasının gelir dağılımı eşitsizliğinin yani Gini katsayısını %0,4 azalttığını ifade etmiştir. Coibion vd. (2016) yine ABD için 1980:3-2008:4 döneminde zaman serisi analizi kullanarak yaptıkları analizlerinde para politikasının gelir eşitsizliği üzerinde istatistiki olarak anlamlı olduğunu ifade etmişlerdir. Çalışmada daraltıcı bir para politikasının 1 veya 2 senede gelir eşitsizliğini artırdığı, ayrıca faiz oranlarındaki artış yine gelir eşitsizliğini artırmaktadır yani gelir dağılımını bozmaktadır sonucuna ulaşılmıştır. Broer vd. (2017) Almanya için yaptıkları çalışmada 2000-2013 yılları arasında zaman serisi analizi kullanılarak para politikasının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Çalışmanın sonucunda bir birimlik para politikasında 1 baz puanlık düşünün iki sene boyunca gelir eşitsizliğini düşüreceği sonucuna ulaşılmıştır. Furceri vd. (2018) 32 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için etki tepki analizi yöntemi ile 1990-2013 yılları arasındaki dönem için politika faizinde uygulanan 100 baz puanlık beklenmedik bir artışın gelir dağılımı eşitsizliğini kısa vadede (1 yıl) yaklaşık olarak %1, orta vadede (5 yıl) %2 artırdığını tespit etmişlerdir. Guerello (2018) AB’de yer alan 17 ülke için 2001-2015 yılları arasında panel VAR modeli kullanarak analiz yapmıştır. Geleneksel para politikası olan faiz oranları ve geleneksel olmayan para politikalarından olan Avrupa Merkez Bankası satın alınan varlık miktarındaki büyümenin gelir eşitsizliğini artırdığını göstermiştir. Hohberger vd. (2018) Euro Bölgesinde yer alan ülkeler de dahil olmak üzere 59 ülke için yapmış oldukları analizde 1999:1-2017:4 yılları arasında Dinamik Stokastik Genel Denge modeli kullanarak genişletici ve geleneksel para politikaları ile niceliksel genişleme şoklarının kısa dönemde geliri, orta dönemde ise hem gelir ve servet eşitsizliğini azaltma eğiliminde olduğunu tespit etmişlerdir. Taghizadeh vd. (2018) 2002Q1-2017Q3 dönemi için Japonya VECM (etki tepki analizi) ile inceledikleri para politikası ve gelir eşitsizliği ilişkisinde sonuç olarak para arzı artarsa eşitsizliğin artacağını bulmuşlardır. Lenza ve Slacalek (2019) Bayesian VAR modeli ile 1999-2016 yılları arasında Euro Bölgesinde niceliksel genişlemeye yönelik para politikalarının işsizlik ve istihdam kanalı üzerinden gelirler artıracı etkisinin gelir eşitsizliğini azaltacağı sonucuna ulaşmışlardır. Yousaf vd. (2018) ele aldıkları 10 Asya ülkesinde 1986-2017 yılları arasında Ampirik Bayesian tahmincisi ile yaptıkları analiz sonucunda reel faiz oranlarındaki artış Hindistan, Endonezya, Filipinler ve Malezya için gelir eşitsizliğini artırmaktadır. Creel ve Herradi (2019) Avrupa Merkez Bankasının Euro bölgesinde uyguladıkları para politikasını 2000-2015 yılları arasında çeyrek

dönemler için VAR modeli ile analiz etmiş, gelir eşitsizliği ve para politikası arasında anlamlı bir ilişki bulunmuş olup, nominal faiz oranlarındaki 100 baz puanlık artışın Gini katsayısında 3 yıllık bir dönem uyarınca 0,1 artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Goodness vd. (2019) Amerika Birleşik Devletleri'ni 1980:1-2008:4 yılları arasında analiz ettikleri çalışmalarında 100 baz puanlık daraltıcı bir para politikasının düşük ekonomik belirsizlik ortamında toplumun en üst ve en alt gelir grupları arasında %0,4; yüksek belirsizlik ortamında ise %0,2 eşitsizlik artışına yol açtığı sonucuna ulaşmışlardır. Tam tersi durumda yani genişletici bir para politikası uygulandığında ise gelir eşitsizliği azalmaktadır. Bozik (2019a) 2003-2013 dönemi için gelişmekte olan 5 ülkede yaptıkları, AR (1) kalınlı tesadüfi etkiler GEKK analizi sonucunda, beşeri sermaye, sabit fiyatlarla kişi başına yatırım, reel faiz oranları ve Gini katsayısı arasında anlamlı bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Bozik (2019b) 2005-2015 döneminde gelişmiş 10 ülkede Discroll-Kraay yöntemiyle yaptıkları analiz sonucunda reel faiz oranının artması ile gelir dağılımının bozulacağı bulgulamışlardır. Aman vd. (2021) 2001-2019 dönemi için 36 Asya ülkesinde tesadüfi etkiler tahmincisi yöntemi kullanarak yaptıkları analizde reel faiz oranı ve Gini katsayısı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Villanthenkodath ve Mahalik (2022) 1978-2019 dönemi için Hindistan'da, ARDL sınır testi yaklaşımı kullanarak reel faiz oranı ve Gini katsayısı arasında negatif yönlü bir ilişki, reel faiz oranının karesi ve Gini katsayısı arasında pozitif bir ilişki tespit etmişlerdir. Khan ve Khan (2023a) 1995-2020 döneminde seçilmiş 4 Asya ülkesi uyarınca Panel ARLD (PMG tahmincisi) kullanarak M2 para arzı ve Gini katsayısı arasında pozitif yönlü bir ilişki, reel faiz oranı ve Gini katsayısı arasında negatif yönlü bir ilişki tespit etmişlerdir. Khan ve Khan (2023b), 1990-2020 döneminde seçilmiş 10 Afrika ve Asya ülkesi için Panel ARLD (pmg tahmincisi) ve FMOLS yöntemlerini kullanarak geniş tanımlı para arzı ve Gini katsayısı arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Tablo 1. Para Politikası ve Gelir Dağılımı Eşitsizliği Literatür Taraması

Yazar(lar)	Kapsam	Metod	Bağımlı ve Bağımsız Değişkenler	Analiz Sonucu
Ersoy vd. (2008)	1999- 2008 Avrupa Parasal Birliği	Panel Zaman Serisi Analizi	Açık Piyasa İşlemleri, Faiz Oranı	Daraltıcı para politikaları gelir eşitsizliğini artırmaktadır.
Züllig (2015)	1990-2010 Rassal 22 Ülke	Panel Zaman Serisi Analizi (Panel VAR Model)	Gini Katsayısı; Parasal Büyüklükler,Uluslararası Rezervler, Kısa ve Uzun Vadeli Faiz Oranı	Genişletici para politikasının borsa değerini kısa dönemde artırdığını ve eşitsizlikte bir artışa neden olduğunu tespit edilmiştir.
Davtyan (2016)	1983-2012 ABD	Zaman Serisi (VAR Model)	Gini Katsayısı; GSYH Deflatörü, Federal Fonlama Faiz Oranı	Daraltıcı bir para politikasının gelir dağılımı eşitsizliğini yani Gini katsayısını %0,4 azalttığı bulunmuştur.
Coibion vd. (2016)	1980-2008 ABD	Zaman Serisi (VAR Model)	Gini Katsayısı; Yüzdelik Gelir Dilimleri, Gecelik Faiz Oranı, M1 Para Arzı	Daraltıcı bir para politikası 1 veya 2 senede gelir eşitsizliğini artırmakta, ayrıca faiz oranlarındaki artış yine gelir eşitsizliğini artırmaktadır yani gelir dağılımını bozmaktadır.
Broer vd. (2017)	2000-Almanya	Zaman Serisi	Gini Katsayısı; Politika Faiz Oranı	Bir birimlik para politikasında bir baz puanlık düşünün iki sene boyunca gelir eşitsizliğini düşüreceği tespit edilmiştir.
Furceri vd. (2018)	1990-2013 32 Gelişmiş Ülke, Yükselen Piyasa Ekonomileri	Panel Zaman Serisi	Gini Katsayısı; Politika Faiz Oranı	Politika faizinde uygulanan 100 baz puanlık beklenmedik bir artış, gelir dağılımı eşitsizliğini kısa vadede (1 yıl) yaklaşık olarak %1, orta vadede (5 yıl) %2 artırmaktadır.
Guerello (2018)	2001-2015 Euro bölgesi	Panel Zaman Serisi (VAR Model)	Theil Endeksi; Niceliksel Genişleme, Kısa Vadeli Faiz Oranı, Uzun Vadeli Faiz Oranı	Faiz oranları ve geleneksel olamayan para politikalarından olan Avrupa Merkez Bankası satın alınan varlık miktarındaki büyüme gelir eşitsizliğini artırmaktadır.
Hohberger vd. (2018)	1997-2017 Euro Bölgesi	Dinamik Stokastik Denge Modeli	Kısa Vadeli Faiz Oranı, Enflasyon Oranı, Niceliksel Genişleme, Farklı Hanehalkı Gelirleri	Niceliksel genişleme şoklarının kısa dönemde geliri, orta dönemde ise hem gelir ve servet eşitsizliğini azaltma eğiliminde olduğu tespit edilmiştir.

Yazar(lar)	Kapsam	Metod	Bağımlı ve Bağımsız Değişkenler	Analiz Sonucu
Taghizadeh vd. (2018)	2002Q1-2017Q3 dönemi için Japonya	VECM (Etki Tepki Analizi)	Gini Katsayısı; Kamu Vergi Gelirleri, Reel GSYH, Kısa Vadeli Faiz Oranları M1 Para Arzı	Para arzı artarsa eşitsizlik artmaktadır.
Yousaf vd. (2018)	1986- 2017 10 Güney Asya Ülkesi	Panel Veri Analizi	Gini Katsayısı; Geniş Para Arzı, Yıllık Büyüme Oranı, Reel Faiz Oranı	Reel faiz oranlarındaki artış Hindistan, Endonezya, Filipinler ve Malezya için gelir eşitsizliğini artırmaktadır.
Lenza ve Slacalek (2019)	1999- 2016 Euro Bölgesi	Zaman Serisi Analizi (VAR Model)	Menkul Kıymetler Borsa Değeri, Konut Fiyatları, Kısa ve Uzun Vadeli Faiz Oranı	Para politikalarının işsizlik ve istihdam kanalı üzerinden gelirler artıcı etkisinin gelir eşitsizliğini azaltacağı bulunmuştur.
Goodness vd. (2019)	1980-2008 ABD	Zaman Serisi Analizi (VAR Model)	Gini Katsayısı; Yüzdelik Gelir Dilimleri	100 baz puanlık daraltıcı bir para politikasının düşük ekonomik belirsizlik ortamında toplumun en üst ve en alt gelir grupları arasında %0,4; yüksek belirsizlik ortamında ise %0,2 eşitsizlik artışına yol açtığı sonucuna ulaşılmıştır.
Bozik (2019a)	2003-2013 döneminde gelişmekte olan 5 ülke	AR (1) kalınlı tesadüfi etkiler GEKK	Gini Katsayısı; Beşeri Sermaye, Sabit Fiyatlarla Kişi Başına Yatırım, Reel Faiz Oranları	Reel faiz oranları ve Gini katsayısı arasında anlamlı bir ilişki yoktur.
Bozik (2019b)	2005-2015 döneminde gelişmiş 10 ülke	Discroll-Kraay	Gini Katsayısı; Reel Faiz Oranları, Beşeri Sermaye, Sabit Fiyatlarla Kişi Başına Yatırım .	Reel faiz oranı artarsa gelir dağılımı bozulur.
Creel ve Herradi (2019)	2000- 2015 10 Euro Bölgesi Ülkesi	Panel Zaman Serisi Analizi (Panel VAR Model)	Kısa Vadeli Nominal Faiz Oranı, Gölge Faiz Oranı, Brüt Gini Katsayısı, Net Gini Katsayısı	Nominal faiz oranlarındaki 100 baz puanlık artış Gini katsayısını 3 yıllık bir dönem uyarınca 0,1 artırmaktadır.
Husain vd. (2020)	1984-2018 dönemi için Endonezya	FMOLS ve DOLS	Gini Katsayısı; Kişi Başına Milli Gelir, Reel Faiz Oranları, Toplam Nüfus, Reel Faiz Oranlarının Karesi	Reel faiz oranı ve Gini katsayısı arasında negatif, reel faiz oranının karesi ve Gini katsayısı arasında pozitif bir ilişki mevcuttur.
Aman, Ahmad ve Saleem (2021)	2001-2019 dönemi için 36 Asya ülkesi	Tesadüfi etkiler tahmincisi	Gini Katsayısı; Ekonomik Büyüme, Doğrudan Yabancı Yatırımlar, İhracat, Reel Faiz Oranları	Reel faiz oranı ve Gini katsayısı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki yoktur.
Villanthenkodath ve Mahalik (2022)	1978-2019 dönemi için Hindistan	ARDL sınır testi yaklaşımı	Gini Katsayısı; Reel Faiz Oranı, Reel Faiz Oranının Karesi, Ekonomik Büyüme, Ticari Açıklık, Teknolojik Değişim	Reel faiz oranı ve Gini katsayısı arasında negatif yönlü bir ilişki, reel faiz oranının karesi ve Gini katsayısı arasında pozitif bir ilişki vardır.
Khan ve Khan (2023a)	1995-2020 dönemi için seçilmiş 4 Asya ülkesi	Panel ARDL (PMG tahmincisi)	Gini Katsayısı; M2 Para Arzı, Reel Kişi Başına Milli Gelir, Enflasyon Oranı, Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi Reel Faiz Oranı, Kamu Harcamaları, Vergi Gelirleri, İşçi Döviz Gelirleri, Finansal Gelişmişlik Endeksi	M2 para arzı ve Gini katsayısı arasında pozitif yönlü bir ilişki, reel faiz oranı ve Gini katsayısı arasında negatif yönlü bir ilişki vardır.
Khan ve Khan (2023b)	1990-2020 dönemi için seçilmiş 10 Afrika ve Asya ülkesi	Panel ARDL (pmg tahmincisi) ve FMOLS.	Gini Katsayısı; Geniş Para Arzı, Enflasyon, Kişi Başına Milli Gelir, Ticari Açıklık, Doğrudan Yabancı Yatırımlar, Şehir Nüfusu	Geniş tanımlı para arzı ve Gini katsayısı arasında negatif yönlü bir ilişki vardır.

5. KONUYA İLİŞKİN AMPİRİK MODEL, YÖNTEM VE BULGULAR

Bu bölümde para politikası araçlarından politika faizi ile geniş para arzının gelir dağılımı açısından önemli bir faktör olup olmadığının belirlenmesi amacıyla araştırma çerçevesince kurulan ampirik modele ve çalışmanın

yöntemine ilişkin bilgiler alt başlıklar halinde açıklanacak, akabinde analiz sonuçlarına ilişkin bulgular paylaşılarak değerlendirilecektir.

5.1. Veri Seti ve Model

1994-2017 dönemi için Kırılgan Beşli olarak nitelendirilen ülkelerde (Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye) para politikası araçlarından politika faizi ile geniş para arzının gelir dağılımı üzerinde belirleyici olup olmadıklarının, panel veri analizi kapsamında nedensellik testi vasıtasıyla incelenmesinin amaçlandığı bu çalışmada analiz kapsamında kullanılacak değişkenlere ilişkin detaylı bilgiler aşağıdaki Tablo 2’de görülmektedir.²

Tablo 2. Değişkenlere İlişkin Detaylı Bilgiler

Değişkenlerin Sınıflandırılması	Değişkenin Notasyonu	Değişkenin Temsil Ettiği Faktör	Değişkenin Kaynağı
Gelir dağılımına ilişkin değişken	y	Gini katsayısı (SWIID Version 9.6’dan elde edilen Gini_dips verileri)	Solt (2020)
Para politikasına ilişkin değişkenler	x1	Politika faizi	BIS (Bank for International Settlements) ve IMF (International Monetary Found).
	x2	Geniş para arzı (GSYH’ya oranı)	WB (World Bank).

Analiz kapsamında kullanılacak değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler ise Tablo 3 vasıtasıyla aktarılabilir.

Tablo 3. Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

İstatistikler → Değişkenler ↓	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum	Gözlem Sayısı
y	48,411	7,694	39,500	63,400	120
x1	17,397	23,718	4,250	183,200	120
x2	54,880	15,130	28,132	93,821	120

Çalışmanın amacı doğrultusunda kurulan modeller aşağıdaki Tablo 4’te görülmektedir.

Tablo 4. Araştırma Kapsamında Kurulan Modeller

İlişki	Denklemsel Gösterim	Model Numarası
$x1 \rightarrow y$	$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 x1_{it} + U_{it}$	(1)
$y \rightarrow x1$	$x1_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 y_{it} + U_{it}$	(2)
$x2 \rightarrow y$	$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 x2_{it} + U_{it}$	(3)
$y \rightarrow x2$	$x2_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 y_{it} + U_{it}$	(4)
$x1 \rightarrow x2$	$x1_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 x2_{it} + U_{it}$	(5)
$x2 \rightarrow x1$	$x2_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 x1_{it} + U_{it}$	(6)

Çalışma kapsamında üç değişken arasındaki nedensellik ilişkilerinin araştırılması amaçlandığından toplamda altı model kurulmuştur. Tablo 3’ün ilişki sütunu nasıl bir nedensellik ilişkisinin araştırıldığını göstermektedir. Buna göre örneğin model (1), politika faizini temsilen kullanılan x1’den gelir dağılımını temsilen kullanılan y’ye doğru bir nedensellik ilişkisinin olup olmadığını test etmek amacıyla kurulan modeldir.

Çalışma kapsamında analize dahil edilen değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testi ile incelenecektir. Bu panel nedensellik testi yatay kesit bağımlılığın varlığı

² Gelir dağılımı eşitsizliği verisi olarak SWIID Versiyon üzerinden ele alınan veriler kullanılmıştır, bunun ilk sebebi bu verilerin uluslararası yazında daha sık kullanılmaya başlanan veriler olmasıdır. Ayrıca, verilerin süreklilik konusunda daha avantajlı olması ikinci tercih sebebinin oluşturmaktadır. Bunun yanında Güney Afrika için verinin 2017 yılında sonlanması çalışmada 1994-2017 yılları arasında analiz yapılmasının gerekçesini oluşturmaktadır.

ya da yokluğu durumunda hem de eğim katsayısı homojenliği ya da heterojenliği durumunda uygulanabilmektedir (Erataş Sönmez ve Sağlam, 2019, s. 101). Bu testin uygulanabilmesi için gerekli tek koşul, aralarında nedensellik ilişkisinin olup olmadığı sorgulanan-incelenen değişkenlerin aynı seviyede durağan olmalarıdır (Dumitrescu ve Hurlin, 2012, s. 1452).

Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testine ilişkin tüm bu bilgiler veriyken, çalışmanın yöntemi şu şekilde açıklanabilir: (i) ilk olarak modeller bazında yatay kesit bağımlılığın olup olmadığı incelenecektir. (ii) bunu takiben eğim katsayılarının homojen mi yoksa heterojen mi oldukları belirlenecektir. (iii) ardından değişkenlerin durağanlık durumlarının incelenmesi amacıyla birim kök testi uygulanacaktır. (iv) birim kök testini takiben incelenecek model açısından optimal gecikme uzunluğu belirlenecek ve (v) nihai olarak test uygulanarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi incelenecektir.

5.2. Uygulama ve Bulgular

Yatay kesit bağımlılığı; paneli oluşturan yatay kesit birimler arasındaki eşanlı kolerasyondur (Moscone ve Tosetti, 2009, s. 528). Daha açık bir ifade ile paneli oluşturan yatay kesit birimlerden herhangi birinde ortaya çıkan bir şokun diğer yatay kesit birimleri de etkilemesi şeklinde ifade edilebilir. Bu çalışmada model bazında yatay kesit bağımlılığı araştırılırken Breusch ve Pagan (1980) LM test ile Pesaran vd. (2008) sapması düzeltilmiş LM testinden faydalanılmıştır.

Breusch ve Pagan (1980) LM test istatistiği:

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

formülü ile hesaplanırken, Pesaran vd. (2008) sapması düzeltilmiş LM test istatistiği ise

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-K)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{V_{Tij}} \quad (2)$$

formülü vasıtasıyla hesaplanmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020, s. 245). Her iki test için de boş hipotez “H0=yatay kesit bağımlılığı yoktur” şeklindedir. Model bazında yatay kesit bağımlılığa ilişkin sonuçlar aşağıda Tablo.5’de görülmektedir.

Tablo 5. Model Bazında Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

İlişki	Model Numarası	BP (1980) LM Test		PUY (2008) Sapması Düzeltilmiş LM Test	
		İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık
x1 → y	(1)	27,98	0,0018	10,57	0,0000
y → x1	(2)	8,608	0,5697	-1,222	0,2218
x2 → y	(3)	55,82	0,0000	27,02	0,0000
y → x2	(4)	24,43	0,0065	8,271	0,0000
x2 → x1	(5)	9,556	0,4803	-0,7361	0,4617
x1 → x2	(6)	37,2	0,0001	16,14	0,0000

Tablo 5’ten hareketle 1, 3, 4 ve 6 numaralı modeller için yatay kesit bağımlılığın olmadığına ilişkin boş hipotez reddedilebilirken, 2 ve 5 numaralı modeller için bahse konu bu boş hipotez reddedilememektedir. Dolayısıyla 1, 3, 4 ve 6 numaralı modeller için yatay kesit bağımlılığın olduğu sonucuna ulaşılırken 2 ve 5 numaralı modeller içinse yatay kesit bağımlılığın olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Paneli oluşturan yatay kesit birimler (Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye) her ne kadar Kırılgan Beşli Ülkeleri olarak nitelendirilseler de özünde çeşitli farklılıklara sahip ülkelerdir. Bu farklılıkların yani birim etkilerin olmaması-göz ardı edilmesi durumunda analiz tahmininden elde edilen bulgular tüm yatay kesit birimleri genelleyecek şekilde yorumlanabilir. Ancak bu farklılıkların-birim etkilerin dikkate alınması durumunda ise bulguların yorumlanmasında böyle bir genelleme yapılamamakta, diğer bir ifadeyle her bir yatay kesit birim açısından bulgular farklılaşmaktadır. Bu çalışmada analiz tahmininden elde edilecek bulguların paneli oluşturan

yatay kesit birimler açısından farklılaşıp farklılaşmadığı Pesaran ve Yamagata (2008) eğim katsayısı homojenliği testi vasıtasıyla incelenecektir.

Delta ve düzeltilmiş delta olmak üzere iki test istatistiğinin türetildiği Pesaran ve Yamagata (2008) eğim katsayısı homojenliği testinde Delta test istatistiği:

$$\text{Delta } (\tilde{\Delta}) = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - 1}{\sqrt{2}} \right) \quad (3)$$

formülü vasıtasıyla elde edilirken, düzeltilmiş Delta test istatistiği ise:

$$\text{Delta } (\tilde{\Delta}_{adj}) = \sqrt{\frac{N(T+1)}{T-k-1}} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (4)$$

formülü vasıtasıyla elde edilmektedir. Her iki test içinde boş hipotez: “H0= eğim katsayıları homojendir” şeklinde kurulmaktadır (Pesaran ve Yamagata, 2008, s. 62). Modellere ilişkin eğim katsayısı homojenliği testi sonuçları aşağıdaki tabloda görülmektedir.

Tablo 6. Eğim Katsayısı Homojenliği Testi Sonuçları

İlişki	Model Numarası	Delta ($\tilde{\Delta}$)		Düzeltilmiş Delta ($\tilde{\Delta}_{adj}$)	
		İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık
x1 → y	(1)	11,149	0,000	11,919	0,000
y → x1	(2)	14,150	0,000	15,127	0,000
x2 → y	(3)	17,861	0,000	19,094	0,000
y → x2	(4)	16,836	0,000	17,998	0,000
x2 → x1	(5)	7,590	0,000	8,114	0,000
x1 → x2	(6)	14,436	0,000	15,433	0,000

Tablo 5’ten hareketle çalışma kapsamında kurulan her bir model açısından da eğim katsayılarının homojen olduğuna yönelik olarak kurulan boş hipotez reddedilmekte ve katsayıların heterojen olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testinin uygulanabilmesi açısından tek koşul olarak değişkenlerin aynı seviyede durağan olmaları gerektiğini ifade etmişlerdir. Çalışmada değişkenlere ilişkin durağanlık analizi, yatay kesit bağımlılığı dikkate alan ikinci nesil birim kök testlerinden Pesaran (2007) CIPS test aracılığı ile gerçekleştirilmiştir. Bu teste ilişkin test istatistiği:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (5)$$

formülü vasıtasıyla türetilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2020, s. 86). Bu test için boş hipotez: “H0=seri biri kök içerir” şeklinde yani diğer bir ifade ile “seri durağan değildir” şeklinde kurulmaktadır. Değişkenlere ilişkin Pesaran (2007) CIPS panel birim kök testi sonuçları aşağıdaki tabloda görülmektedir.

Tablo 7. CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	CIPS test, sabitli		CIPS test, sabitli ve trendli	
	Hesaplanan CIPS İstatistiği	%5’teki kritik CIPS değeri	Hesaplanan CIPS İstatistiği	%5’teki kritik CIPS değeri
y	0,325	-2,33	0,110	-2,86
x1	-3,261	-2,33	-3,342	-2,86
x2	-1,805	-2,33	-2,093	-2,86
Δy	-1,334	-2,33	-1,824	-2,86
ΔΔy	-4,706	-2,33	-4,926	-2,86
Δx2	-3,970	-2,33	-4,109	-2,86

Pesaran (2007) CIPS testi için serilerin durağan olup olmadıklarına karar verilirken hesaplanan CIPS test istatistiğinin mutlak değer şeklinde kritik CIPS test istatistiğinden büyük olup olmadığına bakılarak karar verilmektedir. Eğer hesaplanan CIPS test istatistiği mutlak değer şeklinde kritik CIPS test istatistiğinden büyükse boş hipotez reddedilerek serinin durağan olduğu, tersi durumda ise serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020, s. 88). CIPS testi sonucundan hareketle kalın puntolarla belirlenen y ve x2 değişkenlerinin seviye değerlerinde durağan olmadıkları görülmüştür. Bu değişkenlerden x2 birinci farkında durağanlaşırken, y ise ikinci farkında durağanlaşmaktadır.

Aşağıda Tablo.8’de her bir model için MBIC, MAIC ve MQIC bilgi kriterlerince önerilen optimal gecikme uzunluğu görülmektedir.

Tablo 8. Optimal Gecikme Uzunluğunun Tespiti

İlişki	Model Numarası	MBIC		MAIC		MQIC	
		İstatistik	Önerilen Gecikme	İstatistik	Önerilen Gecikme	İstatistik	Önerilen Gecikme
$x1 \rightarrow y$	(1)	-57,692	1	-21,716	1	-36,006	1
$y \rightarrow x1$	(2)	-57,692	1	-21,716	1	-36,006	1
$x2 \rightarrow y$	(3)	-49,039	1	-13,063	1	-27,353	1
$y \rightarrow x2$	(4)	-49,039	1	-13,063	1	-27,353	1
$x2 \rightarrow x1$	(5)	-51,608	1	-15,632	1	-29,922	1
$x1 \rightarrow x2$	(6)	-51,608	1	-15,632	1	-29,922	1

Açıklama: A ve B olmak üzere iki değişken arasında nedensellik ilişkisinin varlığı araştırılırken a’dan b’ye ve b’den a’ya olmak üzere iki farklı model kurulmaktadır. Ancak bu modeller için optimal gecikme uzunluğu belirlenirken bilgi kriterlerince türetilen test istatistikleri farklılaşmamakta diğer bir ifade ile bir modelde önerilen optimal gecikme ne ise diğer modelde de aynı gecikme uzunluğu optimal gecikme olarak önerilmektedir. Dolayısıyla bu tabloda model 1 ve 2, 3 ve 4, 5 ve 6 açısından bilgi kriterlerince türetilen istatistik aynıdır.

Üç bilgi kriteri tarafından her bir model için önerilen optimal gecikme uzunluğunun bir gecikme olduğu görülmektedir. Kurulan modeller açısından önsel testler sonucunda elde edilen bulgular her bir model açısından incelendiği ve toplulaştırıldığında Tablo. 9 elde edilmektedir.

Tablo 9. Analiz Öncesi Gerçekleştirilen Önsel Testlere İlişkin Toplulaştırılmış Sonuçlar

Model Numarası	Yatay Kesit Bağımlılığı	Eğim Katsayısı Heterojenliği	Optimal Gecikme Uzunluğu
(1)	+	+	1
(2)	-	+	1
(3)	+	+	1
(4)	+	+	1
(5)	-	+	1
(6)	+	+	1

Açıklama: Tabloda kullanılan sembollerden “+” varlığı, “-” ise yokluğu temsil etmektedir.

Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testinde W-bar, Z-bar ve Z-bar tilde olmak üzere üç farklı test istatistiği üretilmektedir. Bu testin boş hipotezi homojen nedenselliğin yokluğu, daha açık bir ifade ile paneli oluşturan tüm yatay kesit birimler açısından değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinin olmadığı şeklindedir. Aksine alternatif hipotez ise paneli oluşturan yatay kesit birimlerin en az birinde en fazla n-1’inde değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olduğu şeklindedir. Türetilen istatistiklerden W-bar panel geneli için homojen nedenselliğin yokluğu (HNC) hipotezi ile ilişkili ortalama istatistik ve her bir yatay kesit birim için elde edilen bireysel Wald istatistiklerinin ortalamasının alınması suretiyle oluşturulmaktadır (Dumitrescu ve Hurlin, 2012). Z-bar ve Z-bar tilde istatistikleri ise boş hipotezin yorumlanması amacıyla kullanılan istatistiklerdir. Z-bar tilde istatistiğinin, her iki test istatistiğinin (Z-bar ve Z-bar tilde) farklılaşması durumunda daha güçlü sonuçlar verdiği bilinmektedir (Eren, 2020, s. 287).

Aşağıdaki tabloda analiz kapsamında kurulan modellere ilişkin Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi sonuçları görülmektedir.

Tablo 10. Dumitrescu ve Hurlin (2012) Nedensellik Testi Sonuçları

Model Numarası	W-bar	Z-bar		Z-bar tilde		Nedensellik İlişkisi
		İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık	
(1)	0,785	-0,340	0,767	-0,434	0,672	H0 reddedilemez.
(2)	3,272	3,593	0,0003	2,739	0,0062	H0 reddedilir.
(3)	0,904	-0,152	0,904	-0,282	0,792	H0 reddedilemez.
(4)	1,353	0,558	0,610	0,291	0,789	H0 reddedilemez.
(5)	3,499	3,951	0,0001	3,075	0,0021	H0 reddedilir.
(6)	1,714	1,130	0,244	0,771	0,406	H0 reddedilemez.

Açıklama: Testin uygulanabilmesi için gerekli tek koşulun (değişkenlerin aynı seviyede durağan olması) sağlanabilmesi amacıyla 1, 2, 3 ve 4 numaralı modeller değişkenlerin ikinci farkında, 5 ve 6 numaralı modeller ise değişkenlerin birinci farkında olacak şekilde ve tüm modeller açısından optimal gecikmenin bir gecikme olduğu şekilde nedensellik testi uygulanmıştır. İlave olarak yatay kesit bağımlılığın olduğu 1, 3, 4 ve 6 numaralı modeller için bootstrap opsiyonu kullanılarak 1000 tekrarda elde edilmiştir. Lopez ve Weber (2017, s. 76) bootstrap opsiyonunun yatay kesit bağımlılığı altında faydalı olduğunu belirtmişlerdir.

Tablo 9'dan hareketle 1, 3, 4 ve 6 numaralı modeller için değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olmadığına dair kurulan boş hipotez reddedilemezken, 2 ve 5 numaralı modeller için reddedilebilmektedir. 2 numaralı model gelir dağılımını temsilen kullanılan Gini katsayısından (yani y'den) politika faizine (yani x1'e) doğru nedensellik ilişkisinin sınıandığı modelken, 5 numaralı model ise geniş para arzından politika faizine doğru olmak nedensellik ilişkisinin sınıandığı modeldir. Buna göre bahse konu modeller açısından paneli oluşturan yatay kesit birimlerin en az birinde en fazla dördünde nedensellik ilişkisinin olduğu bulgulanmıştır.

Tablo 11'de bulgularan nedensellik ilişkilerinin hangi ülkeler açısından geçerli olduğu görülmektedir.

Tablo 11. Yatay Kesit Birimler Bazında Nedensellik Testi Sonuçları

Model Numarası	Brezilya		Hindistan		Endonezya		Güney Afrika		Türkiye	
	Wi	Pvi	Wi	Pvi	Wi	Pvi	Wi	Pvi	Wi	Pvi
(2)	4,920	0,040	0,599	0,449	2,735	0,116	3,307	0,086	4,801	0,042
(5)	10,419	0,004	1,021	0,325	0,406	0,532	3,133	0,093	2,515	0,129

Açıklama: Tablodaki "Wi" bireysel Wald istatistiklerini temsil ederken, "Pvi" ise olasılık değerlerini temsil etmektedir.

Tablo 11'den hareketle 2 numaralı model (y'den x1'e doğru nedensellik ilişkisinin sınıandığı model) açısından bulgularan nedensellik ilişkisinin Brezilya, Güney Afrika ve Türkiye açısından geçerli olduğu belirtilebilir. Buna göre analiz kapsamında incelenen dönemde Brezilya, Güney Afrika ve Türkiye açısından Gini katsayısından politika faizine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur. Analiz sonuçları yatay kesit birimler açısından 5 numaralı model için incelendiğinde ise Brezilya ve Güney Afrika'da geniş para arzından politika faizine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

6. SONUÇ

Çalışmada genel olarak göz ardı edilen para politikası ve gelir dağılım eşitsizliği arasındaki ilişki son dönemde özellikle yapısal kırılmalıkların benzer olması sebebiyle aynı kategorizasyonda değerlendirilen Kırılmalı Beşli Ülkelerinde incelenmiştir. Nihayetinde çalışmanın sonucu olarak gelir dağılımı eşitsizliği ve para politikası arasında bir nedensellik ilişkisi tespit edilmektedir. Ele alınan Kırılmalı Beşli ülkelerinden Brezilya, Güney Afrika ve Türkiye'de Gini katsayısından politika faizine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi Brezilya ve Güney Afrika'da geniş para arzından politika faizine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Brezilya'da politika faizi ve ekonomik aktivite arasındaki güçlü bağlantı, Güney Afrika'da gelir eşitsizliğinin finansal erişimi sınırlaması ve Türkiye'de faiz oranları ile yoksulluk arasındaki ilişkinin bu sonucu ortaya çıkarmış olabileceği düşünülmektedir. Gelir dağılımındaki bozulmalar politik faiz üzerinde doğrudan değil, makroekonomik koşulları ve toplumsal talepleri değiştirerek dolaylı yoldan etkili olabilir. Bu nedenle, "gelir dağılımı politika faizini etkiler" demek mümkündür ama bu etki genellikle dolaylı, zamansal olarak gecikmelidir. Kumhof ve Rancière (2010) tarafından geliştirilen teorik model, uzun süreli gelir eşitsizliğinin, düşük gelirli hanelerin borçlanma yoluyla tüketimlerini sürdürmelerine neden olduğunu göstermektedir. Bu durum, hane halkı borçlarının artmasına ve finansal kırılmalığın yükselmesine yol açar. Sonuç olarak, merkez bankaları, finansal istikrarı korumak amacıyla faiz oranlarını ayarlamak zorunda kalabilirler. Gelir dağılımındaki bozulmalar, merkez bankalarının politika faizini doğrudan etkilemez. Ancak, bu bozulmalar, borçlanma

dinamikleri, finansal istikrar ve toplumsal baskılar aracılığıyla faiz politikalarını dolaylı olarak etkileyebilir. Bu nedenle, gelir eşitsizliğinin artması, merkez bankalarının faiz kararlarını şekillendiren önemli bir faktör olabilir.

Para politikasının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi gelir kompozisyon kanalı, kazanç heterojenliği kanalı, finansal bölümler kanalı, portföy kanalı ve tasarruf yeniden dağıtım kanalı yolu ile ortaya çıkmaktadır. Teorik ve ampirik çıkarımlar bu iki değişken arasında bir ilişki olduğunu ortaya koyarken bu ilişkinin yönünü göstermemektedir. Gelir eşitsizliği ve para politikası uygulamaları arasındaki ilişki çeşitli ampirik çalışmalarca kanıtlanmıştır (Ersoy vd., 2008; Züllig, 2015; Davtyan, 2016; Coibion vd. 2016; Broer vd., 2017; Furceri vd., 2018; Guerello, 2018; Hohberger vd., 2018; Lenza ve Slacalek, 2019; Ghouse ve Rehman, 2018; Herradi, 2019; Goodness vd., 2019). Bununla beraber genişletici ya da daraltıcı para politikaları ile gelir eşitsizliğini ne yönde etkileyeceğine dair kesin sonuçlar yoktur. Kesin sonuçlar olmamasının nedenleri arasında uygulanan politikaların kompozisyonu, finansal piyasaların gelişmişliği ve gelir gruplarının varlık çeşitlendirmeleri gelmektedir. Genel olarak, genişletici para politikası kısa vadede eşitsizliği azaltabilir (işsizlik etkisi), uzun vadede ise servet artışı ve varlık fiyatları üzerinden eşitsizliği artırma potansiyeline sahip olabilir. Ayrıca aktarım mekanizması yani faiz oranları aracılığı ile ve enflasyonist beklentilerin nasıl şekillendiğine göre de ortaya çıkan sonuçlar değişebilir. Bu savı doğrular nitelikte olan Tunalı ve Yalçinkaya (2016) ortaya çıkan süreci şu şekilde özetlemektedirler. Politika faiz oranı, beklentiler ve faiz oranlarının geçiş etkisini etkilemektedir. Faiz oranlarının geçiş etkisi ise uzun vadeli faiz oranları üzerinden servet, kredi ve döviz kanalları etkiler. Kredi ve servet kanalı yolu ile etkilenen çıktı miktarı beklentilerle beraber enflasyonu şekillendirecektir. Beklentiler ve kısa vadeli faiz oranları arasındaki aktarım sürecinde ortaya çıkan bir aksaklığın aktarım mekanizmasının etkinliğini kaybedeceği ifade edilebilir. Bu belirsizlik birçok sebebe bağlı olabilir: İlk olarak uygulanan para politikalarının geleneksel ya da modern para politikaları olup olmaması ve para politikaları için kullanılan politika araçları çok önemlidir. Niceliksel genişleme ya da niceliksel daralmaya yönelik para politikaları uygulanırken, açık piyasa işlemleri, kısa ve uzun vadeli faizler, M1 ya da M2 para arzı, nominal ya da reel faizler, politika faiz oranı gibi farklı para politikası araçları kullanılabilir. Bu araçların hangisinin kullanılacağı, para politikası ve gelir eşitsizliği kanallarından hangisinin aktif çalışacağını etkileyecektir. Ayrıca ülkelerin kendi yapısal farklılıkları da uygulanan politikaların farklı sonuçlar doğurmasına neden olacaktır. Çalışmanın kapsamı içerisinde olmayan ve “ceteris paribus” kabul edilen birçok başka değişkenin elbette gelir eşitsizliğini etkilediğini söylenebilir; fakat bu etkileri ayırtmak çok da kolay değildir. Örneğin gelir dağılımını etkileyen faktörler arasında emeğin dağılımı, cinsiyet yapısı, yaş yapısı, eğitim düzeyi, servetin dağılımı, faktör fiyatları, enflasyon, kayıt dışı ekonomi, maliye politikası dahilinde uygulanan dolaylı ve dolaysız vergiler yer almaktadır (Şerbetçi, 2015). Ayrıca enflasyon ve beklentiler yine gelir eşitsizliğini etkileyen önemli değişkenlerdir. Yıl içerisinde enflasyonun beklenenden yüksek çıkması satın alma gücünü eriteceğinden gelir dağılımı daha da bozulacaktır, ya da beklenen enflasyonda ortaya çıkan bir yanlışlama faiz oranlarının olması gerekenden daha yüksek ya da daha düşük kalmasına sebep olacaktır. Eğer faiz oranları beklenen enflasyonun üzerinde kalırsa bu süreç tasarruf sahiplerine kayan bir gelir transferi anlamına gelmektedir (Dilber ve Hatipoğlu, 2022, s.343) ya da yüksek faizler borçlanma maliyetlerini de yükseltmek suretiyle yatırımlarda bir azalmaya yol açarsa artan işsizlik, gelir kaybı üzerinden gelir eşitsizliğine yol açabilir. Ayrıca mevduat faizlerinin enflasyonla karşılaştırılmalı olarak pozitif ya da negatif olması faiz üzerinden kur seviyesini etkileyecektir. Pozitif mevduat faizi verilen bir ortamda kur seviyesinin ülke para birimi lehine değer kaybetmesi ürün fiyatları üzerinden enflasyonu etkileyecektir.

Para politikası, Kırılgan Beşli ülkelerinin makroekonomik kırılganlıklarını etkileyen önemli bir faktördür. Özellikle FED'in 2013'te başlattığı parasal sıkılaştırma süreci, bu ülkelerde finansal istikrarsızlık risklerini artırmıştır (Artekin ve Soydal, 2017). Ele alınan ülkelerin özellikleri uyarınca bir politika önerisi olarak gelir eşitsizliğinin azaltılması ve para politikasının etkinliğinin artırılması için bazı hususlara öncelik verilebilir. Bunlardan ilki eğitim ve insan sermayesi yatırımlarıdır. Gelir eşitsizliğini azaltmak ve ekonomik büyümeyi desteklemek için eğitim ve sağlık gibi insan sermayesi yatırımlarına öncelik verilmelidir. İkinci önemli stratejinin para politikası koordinasyonu bağlamında olması gerekmektedir. Uluslararası para politikalarının etkilerini minimize etmek için esnek döviz kuru rejimleri ve makro ihtiyati politikalar güçlendirilmelidir. Ayrıca gelir eşitsizliğini azaltmak için sosyal güvenlik ağırları güçlendirilmesi ve hedeflenmiş sosyal transferlerin devreye girmesi ek tavsiyeler olarak verilebilir.

YAZARIN BEYANI

Katkı Oranı Beyanı: Yazar, çalışmanın tümüne tek başına katkı sağlamıştır.

Destek ve Teşekkür Beyanı: Çalışmada herhangi bir kurum ya da kuruluştan destek alınmamıştır.

Çatışma Beyanı: Çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması söz konusu değildir.

KAYNAKÇA

- Akgül, O. (2018). *Türkiye’de asgari ücret sisteminin uluslararası standartlar açısından değerlendirilmesi*. İstanbul Harf Yayınları.
- Aman, A., Ahmad, U. ve Saleem, S. M. (2021). Investigating the link between macroeconomic factors and income inequality of Asian countries. *iRASD Journal of Economics*, 3(3), 376–388.
- Amaral, P. (2017). *Monetary policy and inequality* (Economic Commentary No. 2017-01). Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Aoki, K., Proudman, J. ve Vlieghe, G. (2002). Houses as collateral: Has the link between house prices and consumption in the U.K. changed?. *Economic Policy Review*, 8(1), 163–177.
- Artekin, A. Ö. ve Soydal, H. (2017). 2001-2015 döneminde uygulanan para politikalarının “Kırılgan Beşli” ülkeleri üzerindeki etkileri. *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 17(33), 175–187.
- Ayako, S. ve Frost, J. (2014). *How does unconventional monetary policy affect inequality? Evidence from Japan* (Working Paper No. 423). De Nederlandsche Bank.
- Bayrakdar, S. (2024). *Makroekonomik verilerin yorumlanması: Türkiye ekonomisinin analizi* (3. Baskı). Nobel Akademik Yayıncılık Eğitim Danışmanlık.
- Bozik, M. S. (2019). Reel faiz oranı ve gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi – Journal of Economic Policy Researches*, 6(2), 107–120.
- 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.
- Broer, T., Kramer, J. ve Mitman, K. (2022). *The curious incidence of monetary policy across the income distribution* (Working Paper Series No. 416). Sveriges Riksbank.
- Brown, C. (1999). Minimum wages, employment, and the distribution of income. O. Ashenfelter ve D. Card (Ed.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. III, Chapter 32) içinde (s. 2153). Elsevier.
- Bükey, A. M. ve Çetin, B. I. (2017). Türkiye’de gelir dağılımına etki eden faktörlerin en küçük kareler yöntemi ile analizi. *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 3(1), 103–117.
- Büyükdeniz, A. (1991). *Türkiye’de faiz politikaları: 1980 sonrası politika ve uygulamaların ekonomi üzerindeki etkileri*. İstanbul Bilim ve Sanat Vakfı Yayınları.
- Carpenter, S. B. ve Rodgers, W. M., III. (2004). The disparate labor market impacts of monetary policy. *Journal of Policy Analysis and Management*, 23(4), 813–830.
- Ceyhan, S. ve Peçe, M. A. (2020). Reel faizlerin gelir adaletsizliği üzerindeki etkileri: Seçilmiş OECD ülkeleri için bir panel ARDL analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 16(1), 35–46.
- Chadwick, G. M. (2018). *Dependence of “fragile five” and “troubled ten” emerging markets’ financial system to US monetary policy and monetary policy uncertainty* (TCMB Working Paper No. 18/17). Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. <https://tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/e2bf6b43-6823-46cf-88c7-288da10bc3d1/wp1817.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-e2bf6b43-6823-46cf-88c7-288da10bc3d1-mravgtB>
- Champernowne, D. G. ve Cowell, F. A. (1998). *Economic inequality and income distribution*. University of Cambridge London School of Economics and Political Science. Cambridge University Press.

- Chiara, G. (2018). Conventional and unconventional monetary policy vs. households income distribution: An empirical analysis for the euro area. *Journal of International Money and Finance*, 85(C), 187–214.
- Cœuré, B. (2012, October 17). What can monetary policy do about inequality? International Day for the Eradication of Poverty, Intergroup “Extreme Poverty and Human Rights,” Fourth World Committee Event, European Parliament, Brussels.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kueng, L. ve Silvia, J. (2016). *Innocent bystanders: Monetary policy and inequality in the U.S.* (NBER Working Paper No. 18170). National Bureau of Economic Research.
- Creel, J. ve El Herradi, M. (2019). *Shocking aspects of monetary policy on income inequality in the Euro area* (Working Paper No. 15). Sciences Po OFCE.
- Çetin, B. I. (2013). *İktisadi sistemler bağlamında gelir dağılımı-kredi ekonomisi ilişkisi ve Türkiye* (Çalışma ve Sosyal Güvenlik Eğitim ve Araştırma Merkezi Yayınları No. 41). Ankara.
- Davtyan, K. (2016). *Income inequality and monetary policy: An analysis on the long run relation* (Working Paper). Research Institute of Applied Economics, Barcelona.
- Dilber, C. ve Hatipoğlu, M. (2022). Enflasyon ve gelir dağılımı arasındaki nedensellik ilişkisi: Gelişmekte olan OECD ülkeleri üzerine bir araştırma. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 7(3), 342–347.
- Dumitrescu, E. I. ve Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450–1460.
- El Diwany, T. (2011). *Faiz sorunu* (2. Baskı). (M. Saraç, Çev.). İz Yayıncılık.
- Erataş Sönmez, F. ve Sağlam, Y. (2019). Gelişmekte olan ülkeler için finansal gelişim ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Panel nedensellik analizi. *Sosyoekonomi*, 27(42), 87–106.
- Ersoy, İ., Baykal, B. ve Deniz, P. (2008). Impact of monetary and fiscal policies on income inequality in European monetary union. *Marmara Journal of European Studies*, 16(1–2), 79–90.
- Furceri, D., Prakash, L. ve Zdzenicka, A. (2018). The effects of monetary policy shocks on inequality. *Journal of International Money and Finance*, 85(C).
- Goodness, C. A., Matthew, W. C. ve Gupta, R. (2019). The effectiveness of monetary and fiscal policy shocks on U.S. inequality: The role of uncertainty. *Quality ve Quantity: International Journal of Methodology*, 53(1), 283–295.
- Gornemann, N., Kuester, K. ve Nakajima, M. (2012). *Monetary policy with heterogeneous agents* (Working Paper No. 12-21). Federal Reserve Bank of Philadelphia. <https://www.philadelphiafed.org/research-and-data>
- Hohberger, S., Priftis, R. ve Vogel, L. (2018). *The distributional effects of conventional monetary policy and quantitative easing: Evidence from an estimated DSGE model* (Working Papers in Economics and Finance No. 2018/12). JRC-Joint Research Centre.
- Husain, S., Sohag, K., Hasan, R. ve Shams, S. M. R. (2020). Interest rate and income disparity: Evidence from Indonesia. *Strategic Change*, 29(6), 665–672.
- Kamacı, A. (2019). Yeni kırılğan beşli ülkelerinde gelir eşitsizliğinin ekonomik büyümeye etkileri. *Fiscaoeconomia*, 3(3), 58–71.

- Karabulut, T. (2006). Türkiye’de kişisel gelir dağılımı araştırmalarının analizi. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi*, 9(1), 21–36.
- Khan, Z. ve Khan, M. A. (2023). The effect of monetary policy on income inequality: Empirical evidence from Asian and African developing economies. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 12(3), 133–158.
- Kumhof, M. ve Rancière, R. (2010). *Inequality, leverage, and crises* (IMF Working Paper No. 10/268). International Monetary Fund.
- Lambrecht, N. (2015). *Monetary policy and inequality* [Master's Thesis]. Universiteit Gent Repository.
- Lenza, M. ve Slacalek, J. (2019). *How does monetary policy affect income and wealth inequality? Evidence from quantitative easing in the Euro area* (Working Paper Series No. 2190). European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/research/working-papers/html/index.en.html>
- Lopez, L. ve Weber, S. (2017). Testing for Granger causality in panel data. *The Stata Journal*, 17(4), 972–984.
- Moscone, F. ve Tosetti, E. (2009). A review and comparison of tests of cross-section independence in panels. *Journal of Economic Surveys*, 23(3), 528–561.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312.
- Pesaran, M. H. ve Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50–93.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. ve Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105–127.
- Solt, F. (2024). Measuring income inequality across countries and over time: The standardized world income inequality database. *Social Science Quarterly*, 101(3), 183–1199.
- Şerbetçi, G. (2015). Türkiye’de uygulanan finansal politikaların gelir dağılımı üzerindeki etkisi. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(1), 93–116.
- Taghizadeh-Hesary, F., Yoshino, N. ve Shimizu, S. (2018). *Inequality in Japan* (ADBI Working Paper Series No. 837). Asian Development Bank Institute. <https://www.adb.org/publications/inequality-japan>
- Taşcı, F. (2019). *Sabahattin Zaim ile iktisat, toplum ve siyaset*. İktisat Yayınları.
- TCMB. (2025). *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası para politikası*. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Temel+Faaliyetler/Para+Politikasi/PPK/2025> adresinden 12 Şubat 2025 tarihinde alınmıştır.
- Trapeznikova, I. (2019). *Measuring income inequality*. IZA World of Labor, 462. <https://wol.iza.org/uploads/articles/495/pdfs/measuring-income-inequality.one-pager.pdf> adresinden 7 Ocak 2025 tarihinde alınmıştır.
- Tunalı, H. ve Yalçinkaya, Y. (2016). Analysis of the relationship between inflation and exchange rate in the application of unconventional monetary policy. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 66(2), 61–112.

- Villanthenkodath, M. A. ve Mahalik, M. K. (2022). Does real interest rate reduce income inequality in India? Evidence from multivariate framework analysis. *European Journal of Government and Economics*, 11(2), 193–209.
- Williamson, S. D. (2008). Monetary policy and distribution. *Journal of Monetary Economics*, 55(6), 1038–1053.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2020a). *İleri panel veri analizi: Stata uygulamalı* (4. Baskı). Beta Basım Yayım Dağıtım A.Ş.
- Yousaf, T., Ghouse, G. ve Rehman, A. U. (2018). *Impact of monetary policy on socio-economic indicators: A case study of developing Asian economies*. PIDE Working Paper. <https://psde.pide.org.pk/wp-content/uploads/2018/12/Mian-Ghulam-Ghouse.pdf>
- Züllig, G. (2015). *Monetary policy, the lower bound, and inequality: Evidence from a panel VAR* [Master's Thesis]. University of St. Gallen.