

## REEL FAİZLERİN GELİR ADALETSİZLİĞİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ: SEÇİLMİŞ OECD ÜLKELERİ İÇİN BİR PANEL ARDL ANALİZİ

**Dr. Öğretim Üyesi Said CEYHAN**

Bartın Üniversitesi, İİBF, (sceyhan@bartin.edu.tr)

**Arş. Gör. Mehmet Akif PEÇE**

Bartın Üniversitesi, İİBF, (apece@bartin.edu.tr)

### ÖZET

*Ekonomi biliminin en temel amaçlarından biri olarak sıralanan insan refahı, gelirin adil dağıtılmasını gerektirmektedir. Gelir adaletini yansıtan GINI katsayısı, ülkelere gelir eşitsizliğini azaltmak ve insan refahını artırmak adına önemli bir yol göstermektedir. Bu çalışmada seçilmiş bazı OECD Ülkelerinde GINI katsayısının önemli belirleyicilerinden olan reel faizlerin gelir eşitsizliği üzerindeki etkileri incelenmiştir. Yapılan Havuzlanmış Ortalama Gurup Tahmincisi (PMG) tahmin sonuçlarına göre reel faizlerdeki 1 birimlik artış uzun dönemde gelir dağılımı adaletsizliğini 0.014 oranında artırmaktadır. Hata terimi düzeltme katsayısı (COINTEQ01) negatif ve olasılık değerinin anlamlı olması reel faizler ile gelir dağılımı adaletsizliği arasında uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olduğunu göstermektedir.*

**Anahtar Kelimeler:** GINI Katsayısı, Reel Faiz, OECD Ülkeleri, Havuzlanmış Ortalama Gurup Tahmincisi.

## EFFECTS OF REAL INTEREST RATES ON INCOME INJUSTICE: A PANEL ARDL ANALYSIS FOR SELECTED OECD COUNTRIES

### ABSTRACT

*Human welfare, which is listed as one of the main objectives of the science of economics, requires a fair distribution of income. The GINI coefficient, which reflects income justice, provides an important way to reduce income inequalities and increase human welfare in countries. In this study, the effects of real interest rates, which are important determinants of GINI coefficient, on income inequality in selected OECD countries are examined. According to the Pooled Average Group Estimator (PMG) estimation results, 1 unit increase in real interest rates increases the inequality of income distribution by 0.014 in the long term. The fact that the error term correction coefficient (COINTEQ01) is negative and the probability value is significant indicates that there is a long-term relationship between real interest rates and income distribution injustice.*

**Keywords:** GINI Coefficient, Real Interest, OECD Countries, Pooled Average Group Estimator.

## 1. Giriş

Yoksullar ile varlıklılar arasındaki uçurumu ifade eden gelir dağılımı adaletsizliği, toplumsal refah ile doğrudan ilgili olduğundan ekonominin de vazgeçilmez bir dinamiği durumundadır. Ekonomi biliminin en temel amaçlarından biri olarak sıralanan insan refahı, gelirin maksimum olmasının yanında adil dağıtılmasını gerektirmektedir. Toplumda birtakım sınıflar zenginleşirken birtakım sınıflar fakirleşiyorsa o toplumda milli gelirin yüksek olması aslında çok da bir önem arz etmemektedir. Örneğin Dünya Bankası verilerine göre Çin milli gelir sıralamasında ikinci sıradayken gelir dağılımı adaletine bakıldığında dünya ortalamasının oldukça gerisinde kalmaktadır. Dolayısıyla bir ülke ekonomisinde gelir maksimize edilirken aynı düzeyde gelir dağılımı adaletinin de maksimize edilmesi toplumsal refah açısından hayati öneme sahiptir.

Refah açısından bu denli öneme sahip gelir dağılımı adaletini sağlamak elbette çok kolay bir ekonomi politikası hedefi değildir. Zira bu adaletsizliği tetikleyen çok çeşitli mekanizmalar bulunmaktadır. Bunlardan ilki bir ülkede KDV, ÖTV, Damga vergisi ve Harçlar gibi kişinin satın alma gücünden bağımsız dolaylı vergilerin toplam vergiler içerisinde önemli bir yekûn teşkil etmesidir. Çünkü bu vergilerdeki artışlar düşük gelir sınıfındaki insanlar ile yüksek gelir sınıfındaki insanların gelirleri arasındaki makası daha da açacaktır.

Günümüz dünyasında gelir eşitsizliğini olumsuz etkileyen bir diğer faktör olarak da işgücünün eğitim seviyesinin gelişen teknolojinin hızına yetişememesi gösterilebilir. Burada nitelikli personelin üretim sürecinde daha fazla tercih edilmesi belli bir yeterliliğin altında kalan işgücünü istihdamın dışına itecektir. Bu durumda eğitim seviyesine de bağlı olarak artan işsizlik paralelinde gelir eşitsizliğini olumsuz etkileyecektir.

Devletler finansman ihtiyaçlarını karşılayabilmek için birçok sefer çözümü borçlanma faiz oranlarını artırmakta bulur. Faizlerin artışı faiz dışı fazlayı düşürüp hatta eksi değer vermesine neden olarak bütçe açıklarının kar topu gibi büyümesine neden olmaktadır. Bütçe açıklarının büyümesi bir yandan yeniden borç artışına neden olurken diğer yandan faiz artışını doğurmaktadır. Nihayet bütçe açıklarının ve borçlanmanın reel kaynağının özellikle adalet ilkesinin uygulanmadığı dolaylı vergiler olmasından dolayı gelir dağılımı giderek daha çok bozulmaktadır. Faizin onlarca kaleminden bir kalemi olan kamu borçlanma faizleri, gelir dağılımını belirttiği üzere dolaylı vergiler kanalından etkileyebilmektedir. Özellikle ekonomik kriz dönemlerinde kamunun, yüksek borçlanma faiz ödemelerini toplanan dolaylı vergilerle finanse etme yoluna başvurduğunda bu durum zengin ile fakir arasındaki gelir farkını daha da açacaktır. Ayrıca borçlanma faizlerindeki bu artışlar domino etkisi yaparak diğer mevduat faizleri, kredi faizleri gibi bir takım faiz oranlarını da artırmaktadır. Böylece yatırım kanalıyla bölüşülebilecek gelir sermaye sahibinin elinde sabitleşecektir.

Bir diğer yaklaşıma göre sermayenin geliri olan faizin artması likidite tercihini artırırken faiz fonksiyonu gereği tasarrufları artırmakta dolayısıyla üretimi ve yatırımları azaltıcı bir etki göstermektedir. Bu durum işsizliği ve işçi ücretini azaltıp işçi sınıfının aleyhine sonuçlanarak zenginin daha zengin fakirin daha fakir olacağı bir sistemi doğuracaktır.

Bazı durumlarda da faiz oranlarındaki düşüşler merkez bankasının rezervlerini artıracaktır bu durum genişletici para politikası anlamına gelmektedir. Bu mekanizma piyasada para arzının artmasıyla enflasyon süreci tetiklenecektir (Rochon, 2008: 9). Dolayısıyla enflasyonist bir ortamda sabit ücretlilerin gelir pastasından aldığı pay azalacak ve gelir adaletsizliği faiz düşüşünden olumsuz etkilenecektir.

Hernekadar faizlerin gelir adaletsizliğini artırdığı şeklindeki görüşler daha yaygın olsa da yukarıdaki görüşe göre tersi bir durum da söz konusu olabilmektedir. Reel faizdeki artışın gelir eşitsizliğini artırdığı yönündeki çalışmanın hipotezinde OECD ülkelerinde hem panel genelinde hem ülke bazında kısa ve uzun dönem ayrımını dikkate alarak bu her iki görüş değerlendirilecektir.

## **2. Türkiye’de Gelir Eşitsizliği ve Reel Faiz Oranları**

Türkiye’de özellikle ikinci dünya savaşı sonrası Amerika Birleşik Devletleri ile yapılan anlaşmalar neticesinde döviz bolluğu yaşanmıştır. Bu süreç halkın tüketim alışkanlıklarını değiştirerek daha fazla tüketimle ithalatta önemli bir artış ortaya çıkmıştır. Diğer taraftan Marshall Planı kapsamında alınan krediler çeşitli sorunlardan ötürü verimli şekilde değerlendirilememiş ve ülke borçlarını ödemekte büyük zorluklar çekmiştir (Karagöl, 2010). Bu durum Türkiye’yi borcu borçla kapatma yolunu itmiş ve kamu borçlanma faizleri yükselmiştir.

1960 sonrası dönemde mevcut borç yüküne ilave olarak devletin vergi gelirlerinin kalkınma hedeflerini gerçekleştirmek için yetersiz kalması borç yükünü daha da artırmıştır. Bu amaçla çıkartılan hazine bonoları ülkenin borç yüküne bir de faiz yükünü ekleyerek ekonomi daha da karmaşık bir duruma girmiştir. 1972 yılında iç borçların ana para toplamı 32.506.300.000 TL ve bu borçlar sıfırlanana kadar ödenmesi gereken faiz miktarı ise 16.665.600.000 TL gibi oldukça yüksek bir rakamdır (Yavuz, 2009).

80’li yıllardan sonra da değişen dış ticaret politikalarıyla beraber günümüze kadar yaşanan iç ve dış kaynaklı bir çok krizin yanı sıra ülke içinde tüketimin artması, bunun yanında tasarruf eğilimlerinin azalması kamu borçlarını sürekli artırmış kamu kesimini, borçları kapatmak pahasına uyguladığı çeşitli finansal araçların etkisi ile faiz girdabına sürüklemiştir.

Tüm bu süreçlerde Özellikle de 1992 yılından itibaren artan kamu borçlarıyla beraber toplam vergi gelirleri içerisinde dolaylı vergilerin payının sürekli artması ve bu payın 2009 yılında %64’e kadar yükselmesi (Bedir & Karabulut, 2011: 16) gelir dağılımı adaletsizliğini daha da bozmuştur.

Aşağıda Türkiye ve veri sınırlılığından ötürü seçilmiş OECD ülkelerinde enflasyondan arındırılmış faiz oranlarıyla, 0 ile 1 arasında değer alan ve 1’e yaklaştıkça gelir eşitsizliğinde artışı yansıtan Gini katsayısının 2010-2017 yılları itibarıyla değişimi grafik yardımıyla gösterilecektir.

**Tablo 1: Seçilmiş OECD Ülkelerinde Gini Katsayıları**

Ülke/Yıl	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Kanada	0.31	0.308	0.309	0.312	0.307	0.306	0.304	0.304
Çek Cumhuriyeti	0.253	0.252	0.251	0.252	0.252	0.251	0.249	0.248
Macaristan	0.27	0.273	0.276	0.278	0.277	0.276	0.277	0.278
İsrail	0.368	0.367	0.366	0.362	0.358	0.355	0.351	0.35
Güney Kore	0.312	0.312	0.31	0.311	0.313	0.317	0.323	0.327
Yeni Zelanda	0.319	0.321	0.322	0.325	0.328	0.329	0.33	0.33
Norveç	0.244	0.242	0.244	0.25	0.251	0.255	0.256	0.256
Polonya	0.308	0.306	0.307	0.311	0.302	0.295	0.29	0.288
İsveç	0.252	0.253	0.254	0.256	0.256	0.258	0.26	0.261
İsviçre	0.286	0.284	0.284	0.287	0.286	0.287	0.288	0.289
Türkiye	0.406	0.403	0.402	0.4	0.4	0.401	0.401	0.4
İngiltere	0.333	0.331	0.328	0.328	0.328	0.329	0.331	0.328
ABD	0.37	0.375	0.377	0.379	0.381	0.381	0.382	0.382

**Kaynak:** <https://fsolt.org/>

Genel itibariyle tablo değerlendirildiğinde Türkiye ve ABD hariç diğer ülkeler 2017 yılı itibariyle 0.20-0.35 seviyelerinde yer almaktadır. Fakat bu değerler gelir eşitsizliği için büyük rakamlar değildir. Türkiye'ye bakıldığında gini katsayısı, 2010 yılından itibaren önemli bir değişiklik göstermemiştir. Türkiye tablodaki diğer ülkeler ile kıyaslandığında son sırada yer almaktadır. Yıllar itibariyle ülkeler genel değerlendirildiğinde ise tabloda seçilmiş OECD ülkelerinde 2010 yılı ile 2017 yılı arasında önemli bir değişim gerçekleşmemiştir.

Tablo 2'de seçilmiş OECD ülkelerinde reel faiz oranları incelenecektir.

**Tablo 2: Seçilmiş OECD Ülkelerinde Reel Faiz Oranları**

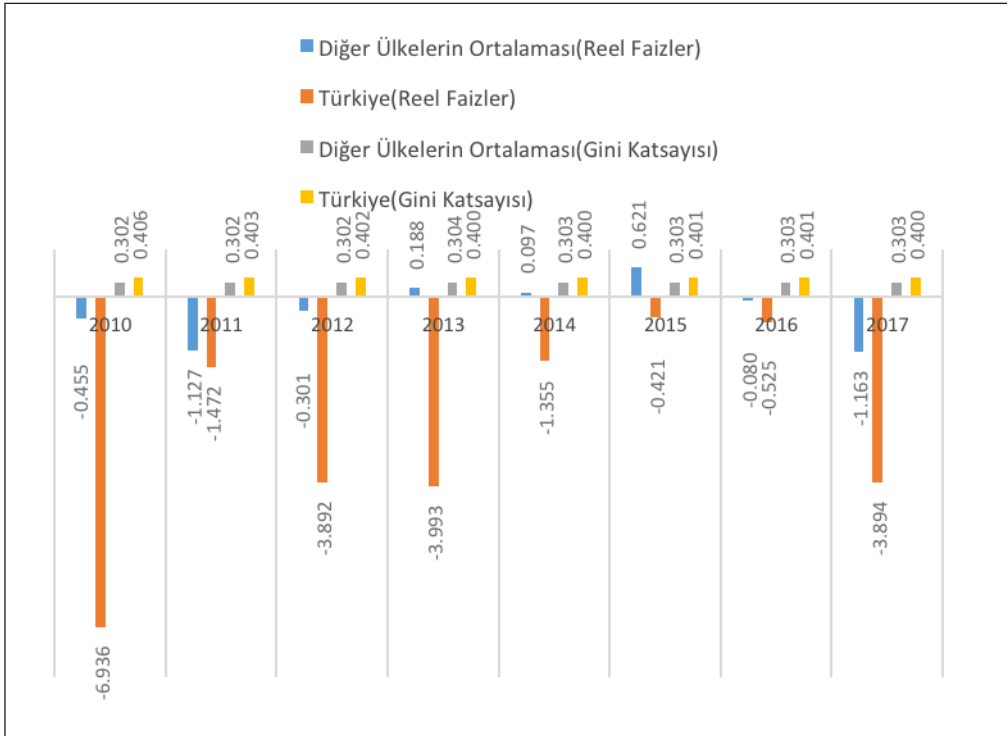
Ülke/Yıl	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Kanada	-0.784	-1.912	-0.517	0.063	-0.895	-0.601	-0.935	-0.600
Çek Cumhuriyeti	-0.823	-1.287	-3.088	-1.288	-0.184	-0.179	-0.564	-1.951
Macaristan	-0.099	1.851	-0.447	1.189	1.469	1.148	-0.228	-2.359
İsrail	-0.688	-0.687	0.336	-0.571	-0.225	0.732	0.644	-0.144
Güney Kore	-0.439	-0.766	0.563	1.199	0.715	0.774	0.248	-0.434
Yeni Zelanda	0.578	-1.688	1.450	1.366	2.172	2.257	1.034	-0.181
Norveç	-0.222	-2.048	0.480	0.416	0.122	0.517	-0.136	-1.361
Polonya	1.167	0.483	0.800	1.850	2.275	2.683	2.333	-0.225
İsveç	-0.058	-0.941	0.392	1.064	0.280	-0.203	-1.384	-2.194
İsviçre	-0.648	-0.161	0.493	0.227	-1.987	0.144	-0.465	-1.534
Türkiye	-6.936	-1.472	-3.892	-3.993	-1.355	-0.421	-0.525	-3.894
İngiltere	-1.983	-3.280	-2.169	-1.879	-1.072	0.058	-0.788	-2.138
ABD	-1.460	-3.087	-1.909	-1.375	-1.502	0.121	-0.722	-0.830

**Kaynak:** <https://stats.oecd.org/>

OECD Stat'tan elde edilen verilere göre 2017 yılı itibariyle tüm ülkelerde reel faiz oranları sıfırın altındadır. Sırasıyla reel faizin en düşük olduğu üç ülke Türkiye, Macaristan ve İngiltere iken reel faizlerin en yüksek olduğu üç ülke ise İsrail, Yeni Zelanda ve Polonya'dır. Türkiye tablodaki ülkeler içerisinde 2017 yılı itibariyle en düşük reel faiz oranına sahip ülkedir. Bu sıralamada enflasyonun katkısı değerlendirme sırasında önemli rol oynamaktadır.

Yine yukarıdaki tablolar eşliğinde tabloda yer alan OECD ülkelerinin reel faiz ve gini katsayısının yıllık ortalamaları şekil 1'de grafik yardımıyla gösterilmiştir.

### Şekil 1: Gini Katsayısı ve Reel Faiz Değişkenlerinin Seçilmiş OECD Ülkeleri ve Türkiye Karşılaştırması



Grafikte gelir dağılımı adaletsizliğini gösteren gini katsayılarını incelediğimizde Türkiye'nin gini katsayısı değerleri 2010-2017 döneminde diğer OECD ülkelerinin gini katsayısı ortalamasının üzerinde olduğu görülmektedir. Diğer yandan reel faizlere bakıldığında Türkiye, diğer OECD ülkelerine kıyasla çok daha düşük reel faiz oranlarına sahiptir.

### 3. Literatür Taraması

Literatürde faiz gelir dağılımı ilişkisi nadir incelenmiş bir konudur. Yapılan çalışmalarda genellikle faiz olgusunun gelir ve tasarruflar üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Dolayısıyla reel faiz gelir dağılımı ilişkisinin analiz edildiği bu çalışma, az çalışılmış olması ve çalışmanın yöntemi ve kapsamı yönüyle literatüre önemli bir katkı sunacağı beklenmektedir. Faiz ile gelir

adaletsizliğini konu alan az sayıda çalışmada faiz oranlarındaki artışların gelir adaletsizliğine sebep olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca faiz olgusunun ekonominin pek çok temel dinamiklerinin belirlenmesinde önemli bir rol üstlendiği tespit edilmiştir.

Çetin (2013), Türkiye’de 2002-2009 yılları arasında faktör gelirleri ve transfer gelirlerinin gelir eşitsizliğine etkilerini Shorrocks Ayrıştırma Analizi kullanılarak hesaplamıştır. Çalışmanın sonucunda Türkiye’de gelir adaletinin bozulmasında faktör gelirleri içerisinde en büyük paya sahip faiz gelirlerinin olduğunu tespit etmiştir.

Grüner (2001), çalışmasında faiz oranı ile servet dağılımı arasındaki ilişkiyi ekonometrik kapsamda analiz etmiştir. ABD’deki durumu ele alan bu çalışmada farklı zaman periyotları seçilmiştir (1911-1983, 1947-1991, 1831-1997). Regresyon analizi yapılan bu çalışmanın sonucuna göre, reel faizler ile gelir eşitsizliği arasında pozitif bir ilişki mevcuttur. Çalışmanın diğer bir sonucu ise, faiz oranındaki artışların kredi talebini daraltmasıdır.

Demir ve Sever (2008), Türkiye’de 1987-2007 yıllarını kapsayacak şekilde iç borçlanma, faiz oranı ve gelir dağılımı arasındaki ilişkiyi çalışmıştır. Yapılan Eşbütünleşme ve nedensellik analizi sonuçlarına göre, iç borç anapara ve faiz ödemelerinin gelir eşitsizliğini artırdığını tespit etmiştir.

Maraşlı (2016), Ekonometrik yöntem olarak panel veri analizini kullandığı çalışmada daha doğru sonuçlara ulaşmak için Latin Amerika, gelişmiş ve gelişmekte Olan Ülkeler, Sahra Altı Afrika, İslam İşbirliği Teşkilatı gibi guruplardan oluşan toplam 77 ülkeyi modele dahil etmiştir. İnterpolation metodu ile eksik veriler tamamlanmış ve 2004-2011 döneminde yıllık veriler kullanılmıştır. Çalışma sonucunda tüm ülke guruplarında reel faizlerin gelir dağılımı adaletsizliği üzerinde önemli etkilerinin bulunduğu, ülke guruplarının ekonomilerinde enflasyon, tüketim ve tasarruf alışkanlıkları, döviz kurları gibi parametrelere bağlı olarak sonuçların değişebildiği sonucuna ulaşılmıştır.

Lancastre (2016), ABD’de 1985-2005 dönemi için reel faiz oranı ile gelir eşitsizliğini incelediği çalışmada Girdi-çıkıtı analizini kullanmıştır. Elde edilen bulgulara göre, reel faizlerdeki azalışın gelir adaletsizliğini artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Son olarak Sugözü vd. (2017) çalışmasında, Türkiye’de 2002-2015 dönemi için faiz oranları ile gelir dağılımı arasındaki ilişki incelemiştir. TOPSIS yönteminin kullanıldığı bu çalışmada, iç borç faiz ödemeleri ve faiz oranlarının gelir dağılımı adaletini bozduğu tespit edilmiştir.

#### **4. Yöntem ve Bulgular**

Bu çalışmada OECD ülkelerinde reel faizlerin gelir dağılımı üzerindeki etkisi incelenecektir. Veriler Dünya Bankasının İstatistik sitesi olan data.worldbank.org sitesinden sağlanmıştır. Çalışmada kullanılan testlerde Stata ve Eviews paket programlarından yararlanılmıştır. Özellikle reel faiz verilerinin sınırlı sayıda bulunması analizi, OECD ülkeleri içerisinde 13 ülke ve 1993-2017 dönemi ile sınırlandırmıştır. Bu ülkeler Türkiye, Macaristan , Kanada, Çek Cumhuriyeti, İsrail, Polonya, Güney Kore, Yeni Zelanda, Norveç, İsveç, İsviçre, İngiltere ve ABD’dir. Analizde kullanılan hipotezin teml modeli aşağıda (1) no’lu denklemdeki gibi ifade edilmiştir.

$$\text{GINI}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{RINT}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada GINI serisi Gelir dağılımı adaletini gösteren GINI katsayısını temsil ederken RINT serisi ise enflasyondan arındırılmış borçlanma faizlerini yansıtmaktadır. “ $\varepsilon_{it}$ ” ise modelin hata terimini göstermektedir.

Serilere bir şok geldiğinde bu şoktan tüm serilerin aynı düzeyde etkilenip etkilenmediğini ölçmek amacıyla bu aşamada serilerin aralarında yatay kesit bağımlılığı olup olmadığını tespit edebilmek için CD-LM testleri yapılacaktır.

Yatay kesit bağımlılığı test edilirken zaman kesiti ve panel üyelerine göre yapılacak testlere karar verilir. Fakat Örneğin yatay kesit bağımlılığı, zaman kesiti panel üyesi sayısından büyükse Berusch Pagan (1980) CDLM testiyle, zaman kesiti Panel üyesi sayısına eşit olduğunda Pesaran (2004) CDLM 2 testiyle, zaman kesiti panel üyesi sayısından küçük olduğunda Pesaran (2004) CDLM testiye kontrol edilmektedir (Aykırı & Tokucu, 2019). Fakat burada zaman boyutunun yatay kesitinden büyük olduğu durumda test gurup ortalaması sıfır olurken ülke ortalaması sıfırdan farklı olursa sapmalı sonuçlar ortaya çıkabileceğinden (Tokatlıoğlu, Öztürk, & Ardor, 2014) farklı alternatif testleri kullanmak gerekebilmektedir.

Bu çalışmada zaman boyutu yatay kesit boyutundan küçük olduğundan dolayı Pesaran (2004) CD-LM testi kullanılmıştır.

CD-LM testine ait hipotezler şu şekilde ifade edilebilir:

$H_0$  : Yatay kesitler arasında bağımlılık yoktur

$H_1$  : Yatay kesitler arasında bağımlılık vardır

**Tablo 1: GINI Değişkeni için Yatay Kesit Bağımsızlığı Testi (CDLM Testi)**

CD Test	Test İstatistiği	Prob
Pesaran scaled LM	572.2993	0.0000
Breusch-Pagan LM	39.57562	0.0000
Bias-corrected scaled LM	39.30478	0.0000
CDLM (Pesaran 2004 )	3.623506	0.0003

Tablo 1'e göre farklı testlere ait tüm olasılık değerleri incelendiğinde  $H_0$  hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla GINI serisinde yatay kesit bağımlılığı söz konusudur.

**Tablo 2: RINT Değişkeni için Yatay Kesit Bağımsızlığı Testi (CDLM Testi)**

CD Test	Test İstatistiği	Prob
Pesaran scaled LM	488.2531	0.0000
Breusch-Pagan LM	32.84654	0.0000
Bias-corrected scaled LM	32.57571	0.0000
CDLM (Pesaran 2004 )	18.78892	0.0000

Aynı şekilde Tablo 2'ye göre tüm testlerin olasılık değerleri anlamlıdır. Yine aynı şekilde RINT serisinde de yatay kesit bağımlılığı bulunmaktadır. Bu sonuçlar bize analizde ikinci nesil birim kökleri kullanmamız gerektiğine işaret etmektedir.

Aslında yatay kesit bağımlılığı sorunu diğer ifadeyle seriyi oluşturan birimlerden herhangi birine gelen bir şok istisnai durumlar hariç panelin diğer üyelerini mutlaka etkileyecektir. Böyle durumlarda etkin sonuçlar elde edebilmek için birinci nesilden ziyade ikinci nesil birim kök testlerini kullanmak büyük öneme sahiptir (Nazhoğlu, 2010)

Serilerin durağanlığı, CADF ikinci nesil birim kök testi ile test edilecektir. Bu testte hata teriminin tüm seriler için ortak ve her seriye özgü olmak üzere, iki kısımdan meydana geldiği varsayılmıştır. Bu modelde birimler arası bağımlılığının, tespit edilemeyen ortak bir öğenin varlığından kaynaklandığı varsayılmaktadır (Aykırı & Tokucu, 2019). Testin hipotezleri şöyledir;

H0: Seride Birim Kök Sorunu Bulunmaktadır

H1: Seride Birim Kök Sorunu Bulunmamaktadır

**Tablo 3: GINI Serisi için CADF İkinci Nesil Birim Kök Testi**

	t-bar	cv10	cv5	cv1	z[t-bar]	p-value
GINI	-1.575	-2.140	-2.250	-2.450	0.726	0.766
D(GINI)	-2.456	-2.140	-2.250	-2.450	-2.551	0.005

Tablo 3'te CADF birim kök testi sonuçlarına göre GINI serisi birinci farkında durağan çıkmıştır.

**Tablo 4: RINT Serisi için CADF İkinci Nesil Birim Kök Testi**

	t-bar	cv10	cv5	cv1	z[t-bar]	p-value
RINT	-1.929	-2.140	-2.250	-2.450	-0.590	0.278
D.(RINT)	-2.763	-2.140	-2.250	-2.450	-3.692	0.000

Tablo 4'te CADF birim kök testi sonuçlarına göre RINT serisinde birim kök sorunu bulunduğu için birinci farkı alınmış ve durağanlık sağlanmıştır.

I(1) ve I(1) gibi değişkenlerin aynı derecelerde durağanlıkları bulunan serilerde ikinci aşamada değişkenler arasında uzun dönemli eş bütünleşme ilişkisi olup olmadığına karar vermek gerekmektedir. Eş bütünleşmeyi tespit etmek için seçeceğimiz testin aynı zamanda panel üyeleri arasında yatay kesit bağımlılığına izin veren ikinci nesil eşbütünleşme testi olması çalışmamızın güvenilirliği açısından daha doğru olacaktır. Bu bağlamda uzun dönemli eş bütünleşme ilişkisine Westerlund, (2007) testi ile bakılacaktır.

**Tablo 5: Westerlund (2007) Eşbütünleşme Test Sonuçları**

statistic	value	z- value	p-value
Gt	-2.849	-2.212	0.014**
Ga	-17.196	-2.872	0.002*
Pt	-8.187	-0.663	0.254
Pa	-11.974	-1.823	0.034**

\*% 1 anlamlılık düzeyinde anlamlı, \*\*% 5 anlamlılık düzeyinde anlamlı.

Tablo 5'e göre panel ve grup istatistiklerinin çoğunda paneli oluşturan yatay kesit birimleri arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunduktan sonra bu ilişkinin ne düzeyde olduğunu ortaya koymak adına katsayıların tahmin edilmesi gerekmektedir. Pesaran vd. (1999), tarafından geliştirilen (PMG-Havuzlanmış Ortalama Grup) tahmincisi bir yandan farklı mertebelerden durağan serilerin tahmin edilmesine izin verirken bir yandan da I(1) seviyesinde durağan serileri de tahmin edebilmektedir. Bu tahmincinin önemli bir avantajı panel genelinde uzun dönemli sonuçları verirken kısa dönemde de ülke bazında ayrı ayrı sonuçları verebilmesidir.

(2) ve (3) numaralı denklemlerde sırasıyla uzun ve kısa dönem katsayıları gösterilmiştir.

$$\Delta GINI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{it-1} + \sum_{j=1}^m \alpha_{2j} \Delta GINI_{it-j} + \sum_{j=0}^m \alpha_{3j} \Delta RINT_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$GINI_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_{1j} GINI_{it-j} + \sum_{j=0}^m \alpha_{2j} \Delta RINT_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

2 nolu denklemde  $EC_{it-1}$  değişkeni, uzun dönemli ilişkinin hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değerini temsil etmektedir. Bu değişkenin istatistiki bakımdan anlamlı olan negatif değer alması, değişkenlerin denge değerine yakınsaması hakkında bilgi verecektir (Yüce, 2013:160).

**Tablo 6: Havuzlanmış Ortalama Grup (PMG) Uzun ve Kısa Dönem Tahmincisi**

$$\Delta GINI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{it-1} + \sum_{j=1}^m \alpha_{2j} \Delta GINI_{it-j} + \sum_{j=0}^m \alpha_{3j} \Delta RINT_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

**Uzun Dönem Sonuçlar**

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- istatistik	Olasılık Değeri
RINT	0.144287	0.009186	15.70761	0.0000*

$$GINI_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_{1j} GINI_{it-j} + \sum_{j=0}^m \alpha_{2j} \Delta RINT_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

**Kısa Dönem Sonuçlar**

Değişkenler	Katsayı	Hata Terimi Katsayısı (COINTEQ01)	Hata Terimi Katsayısı Olasılık Değeri / Kısa Dönem Katsayısının Olasılık Değeri
Panel Geneli	-0.013692	-0.220781	0.0303**(0.4806)
Kanada	-0.035294	-0.334067	0.0000*(0.0000*)
Çek Cumhuriyeti	-0.026684	-0.149898	0.0000*(0.0000*)
Macaristan	0.003621	-0.154304	0.0006*(0.0042*)
İsrail	-0.009491	-0.078233	0.0000*(0.0000*)
Güney Kore	0.002550	-0.029169	0.0003*(0.0004*)
Yeni Zelanda	0.027200	0.004746	0.3887(0.0000*)
Norveç	-0.081196	-0.226587	0.0004*(0.0001*)
Polonya	0.001320	-0.268793	0.0000*(0.1649)
İsveç	0.017806	-0.020030	0.0029*(0.0028*)
İsviçre	0.105612	-0.212395	0.0000*(0.0000*)
Türkiye	-0.000391	-0.007919	0.0000*(0.0000*)
İngiltere	-0.199694	-1.378503	0.0005*(0.0000*)
ABD	0.016641	-0.015006	0.0012*(0.0000*)

*Not: Parantez içindeki değer Kısa Dönem Katsayısının Olasılık Değerini ifade etmektedir.*

*\* % 1 anlamlılık düzeyinde anlamlı, \*\* %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı*

Tablo 6'da reel faiz parametresinin uzun dönem formu olasılık değeri %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Katsayı değeri de 0.014'tir. Dolayısıyla reel faizlerdeki 1 birimlik artış uzun dönemde Gini katsayısını 0.144 birim artırmaktadır. Hata terimi düzeltme katsayısı (COINTEQ01) negatif ve olasılık değerinin anlamlı olması reel faizler ile Gini katsayısı arasında uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olduğunu ve serilerin durağan olmaması nedeniyle kısa dönemdeki sapmaların uzun dönemde dengeye gelme hızını göstermektedir. Tablo 6'da panel geneline göre kısa dönemde meydana gelen 1 birimlik hata yaklaşık olarak 4.5 dönemde yok olarak dengeye geri döneceğini göstermektedir. Bu durum uzun dönem dengesinde yavaş bir yakınsama olduğunu ve uzun dönemli ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. Panel geneli kısa dönem katsayısının olasılık değeri 0.48 olduğundan reel faiz ve Gini katsayısı arasında kısa dönemli bir ilişki mevcut değildir. Ülke bazında kısa dönem sonuçlarına bakıldığında

sırasıyla Kanada, Çek Cumhuriyeti, İsrail, Norveç, Türkiye ve İngiltere’de reel faizlerin Gini katsayısı üzerinde negatif bir etkisi var iken Macaristan, Güney Kore, Polonya, İsveç, İsviçre, ABD ise reel faizler Gini katsayısını pozitif etkilemiştir. Kısa dönem ilişkilerinde sadece Yeni Zelanda’da bir ilişkiye rastlanmamıştır.

## 5. Sonuç

Faiz artışlarının gelir eşitsizliğini bozduğu yönündeki hipotezin sınındığı bu çalışmada ülke bazında kısa dönemli sonuçlara göre literatürde yer alan her iki görüşe uygun sonuçlara rastlanmıştır. Yani Türkiye, Kanada, Çek Cumhuriyeti, İsrail, Norveç ve İngiltere’de reel faizlerdeki artış kısa dönemde gelir eşitsizliğini azaltıyorken diğer bir ifadeyle kısa dönemde faizlerdeki azalış gelir eşitsizliğini artırırken Macaristan, Güney Kore, Polonya, İsveç, İsviçre ve ABD’ de ise reel faizlerdeki artış gelir eşitsizliğini artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönemde panel geneline baktığımızda reel faizlerdeki 1 birimlik artış gelir dağılımı adaletsizliğini 0.016 birim artırmaktadır. Başka bir ifade reel faizler arttıkça uzun dönemde GİNİ katsayısında artış meydana gelmekte ve gelir dağılımı bozulmaktadır.

Çalışmada faiz-gelir eşitsizliği ilişkisinde literatürde mevcut bulunan farklı görüşlere katkı sağlamak konusunda önemli sonuçlara varılmıştır. Analizin panel genelinde uzun dönem sonuçları, literatürde ağırlıkta olan görüşle de uyumlu olmak üzere reel faizlerdeki artışın gelir eşitsizliğini artırdığı yönündeki çalışmanın hipotezini teyit etmiştir. Reel faizlerdeki azalışla ortaya çıkan genişletici para politikası ve ardından enflasyonist süreçle birlikte sabit gelirliilerin satın alma gücünün düşmesiyle gelir adaletsizliğinde yaşanan bozulma süreci, kısa dönemde ülkeler bazında gözlemlenmiştir.

Bu sonuçlara göre ülke yönetimleri faiz ile ilgili karar süreçlerinde reel faizlerin gelir eşitsizliği üzerindeki kısa dönemde geçici olabilecek negatif etkilerine aldanmamalı uzun dönem sonuçlarına göre hareket etmeleri gerekmektedir. Burada önemli bir hususta reel faizlerin hesaplanmasında belirleyici olan enflasyon oranları da dikkatle mücadele edilmesi gereken diğer önemli bir faktördür. Dolayısıyla bu sonuçlar çerçevesinde ülkelerin karar mekanizmaları uzun dönemde gelir eşitsizliğini azaltmak adına faiz ve enflasyon ekseninde reel faiz oranlarını artırma kararlarında dikkatli olmaları gerekmektedir.

## Kaynakça

- Aykırı, M., & Tokucu, E. (2019). Ekonomik büyümenin sürdürülebilirliği açısından beşeri sermayenin önemi: Yüksek gelirli ülkeler üzerine bir uygulama. *Kafkas Üniversitesi İİBF dergisi*, 257-293.
- Bedir, S., & Karabulut, K. (2011). İç borçların gelir dağılımı üzerine etkileri. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 13-30.
- Granger, C. V. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral. *Econometrica*, 424-438.
- Gujarati, D. (2006). *Temel ekonometri*. İstanbul: Literatür Yayınları.
- Karagöl, E. T. (2010). *Geçmişten günümüze Türkiye’de dış borçlar*. SETA Analiz.
- Nazhoğlu, Ş. (2010).  *Makro iktisat politikalarının tarım sektörü üzerindeki etkisi: Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için bir karşılaştırma*. Kayseri: Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.

- Pazarlıođlu, M. V., & Gürler, Ö. K. (2007). Telekomünikasyon yatırımları ve ekonomik büyüme: Panel veri yaklaşımı. *Finans Politik& Ekonomik Yorumlar*, 35-43.
- Rochon, L.-P. S. (2008). The political economy of interest-rate setting, inflation, and income distribution. *International Journal of Political Economy*, 37(2), 5-25. <https://doi.org/10.2753/IJP0891-1916370201> adresinden alındı
- Tarı, R. (2012). *Ekonometri*. Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Tatođlu, F. Y. (2013). *İleri panel veri analizi*. İstanbul : Beta Basım A.Ş.
- Tokatlıođlu, İ., Öztürk, F., & Ardor, H. N. (2014). AB ülkeleri ve Türkiye işgücü piyasasında histeri etkisi: Ratchet modeli analizi. *Sosyo Ekonomi*, 299-320.
- Uluylol, O., & Türk, V. E. (2013). Finansal Rasyoların firma değerine etkisi: Borsa İstanbul (BIST) ' da bir uygulama. *Afyon Kocatepe Üniversitesi, İİBF Dergisi*, 365-384.
- Yavuz, A. (2009). Başlangıcından bugüne Türkiye'nin borçlanma serüveni: Durum ve beklentiler . *SDÜ Fen Edebiyat Fakültesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 203-226.
- Yılmaz, Ö., & Kaya, V. (2008). Bölgesel kamu harcamaları ve bölgesel ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye için panel veri analizi. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 414-426.
- Yüce, G. (2013). Finansal özgürlükler, finansal derinlik ve yatırım fonları arasındaki ilişki: Panel sınır testi yaklaşımı. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 5(1), 152-169.