



Yayına Geliş Tarihi / Article Arrival Date

25.09.2022

Yayına Kabul Tarihi / Date of Acceptance

07.10.2022

Researches on Multidisciplinary Approaches

Multidiscipliner Akademik Yaklaşım Araştırmaları 2022, 2(2): 11-28

Türkiye Geneli Enflasyon Verileri İle Marmara Bölgesi Gini Katsayısı Verileri Arasındaki İlişki: 2006-2021 Yılları Arası Ekonometrik Bir Analiz

Özgün Araştırma Makalesi

Ufuk Özen / Dr. Öğr. Üyesi Beykent Üniversitesi, Meslek Yüksekokulu, Yönetim ve Organizasyon Bölümü
ufukozen@beykent.edu.trFahri Karbuz / Doktora Öğrencisi İstanbul Ticaret Odası
fahri.karbuc@ito.org.trHarun Karatosun / İstatistik Uzmanı 

karatosunharun@gmail.com

Özet

Enflasyon ile yaşam koşulları arasında somut bir ilişkinin olduğu açıktır. Özellikle sanayinin yoğun olduğu bölgelerde nüfus yoğunluğunun da artması sebebi ile şehir hayatı kavramı ortaya çıkmış ve her türlü yaşam koşulları zorlaşmaya başlamıştır. Bununla birlikte gelir dağılımı konusunda hane halkları arasındaki makasın gittikçe açılması sorunu da ortaya çıkmıştır. Köyden kentlere göçün en önemli adresi olan Marmara Bölgesi bu anlamda başı çekerek diğer bölgelere göre daha fazla araştırmaya konu olmuştur ve olmaya da devam edecektir. Bu çalışmada, Türkiye'nin nüfus yoğunluğu en fazla olan Marmara bölgesi için, 2006-2021 yılları arası Türkiye geneli tüketici fiyat endeksi verileri ile gelir adaletsizliğinin en önemli göstergesi olan Marmara Bölgesi Gini katsayılarına ait verilerin, karşılıklı etkilerinin olup olmadığı yönünde inceleme yapmak amaçlanmıştır. Çalışmada yoğun nüfus etkeni ve yoğun sanayi bölgesi olması özelliği sebebi ile ve Türkiye'deki tüm bölgelerin yaşam koşullarının ve gelir dağılımlarının bir bileşkesi olması bakımından Marmara Bölgesinin seçilmesi uygun görülmüştür. Araştırma, Tuik'in Marmara Bölgesine ait "Gelir ve Yaşam Koşulları" anketinden elde edilen veriler ile Türkiye geneline ait yıllık Tüfe verileri analiz edilmiş, bu iki değişkenin birbiriyle ilişkileri eş bütünleşme, korelasyon ve nedensellik testleri ile araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar yorumlanarak iki değişkenin geleceğe dair değişimlerini kestirmek için bir regresyon modeli üzerinde çalışılmıştır. Analizlerde Eviews 12 programı kullanılmıştır.

Anahtar kelimeler: Enflasyon, Gelir Dağılımı, Gini Katsayısı, Ekonometri

The Relationship Between Turkish Inflation Data And Marmara Region Gini Coefficient Data: An Econometric Analysis Between 2006-2021

Abstract

It is clear that there is a concrete relationship between inflation and living conditions. Due to the increase in population density, especially in regions where industry is concentrated, the concept of city life has emerged and all kinds of living conditions have become difficult. In addition to this, the problem of widening the gap between households in terms of income distribution has also emerged. Marmara Region, which is the most important address of migration from villages to cities, has been the subject of more research than other regions and will continue to be. In this study, it is aimed to examine whether the data of the consumer price index data for the whole of Turkey between 2006-2021 and the Gini coefficients of the Marmara Region, which is the most important indicator of income inequality, have mutual effects for the Marmara region, which is the most populated region of Turkey. In the study, it was deemed appropriate to choose the Marmara Region, due to its dense population factor

and dense industrial area, and because it is a combination of the living conditions and income distributions of all regions in Turkey. In the research, the data obtained from the "Income and Living Conditions" survey of the Marmara Region of Tuik and the annual CPI data of the whole of Turkey were analyzed, and the relations of these two variables were investigated with cointegration, correlation and causality tests. By interpreting the results obtained, a regression model was studied to predict the future changes of the two variables. Eviews 12 program was used in the analysis.

Keywords: Inflation, Income Distribution, Gini Coefficient, Econometrics

Giriş

Toplumda, bireylerin yaşam koşullarını doğrudan ve dolaylı olarak etkileyen birçok faktör bulunmaktadır. Bunların en başında gelen ve doğrudan iltisaklı olan ana faktörün, enflasyon olduğunu tahmin etmek güç olmayacaktır. Çalışmada bağımsız değişkenimizi enflasyon verileri oluştururken, bağımlı değişkenimizi ise Marmara Bölgesi Gini Katsayısı verileri oluşturmaktadır.

Bir ülkede temel makroekonomik faktörlerin birbirleri üzerindeki etkileşimlerini araştıran birçok çalışma mevcuttur. Çeşitli zaman sınırları içerisinde enflasyon, büyüme, gelir dağılımı, faiz, GSMH, GSYH, işsizlik, üretim vs. birçok değişkenin birbirleri ile ilişkileri araştırılmıştır. Özellikle enflasyon faktörü ile gelir dağılımı ilişkisi, bireyleri doğrudan etkileyen bir içeriğe sahiptir. Çalışmada Türkiye'nin bir örnekleme mahiyetinde olması bakımından Marmara Bölgesi üzerinde çalışılmıştır. Her iki değişkenimize ait, 2006-2021 dönemi TÜİK verileri kullanılmıştır.

Kavramsal Çerçeve

Enflasyon

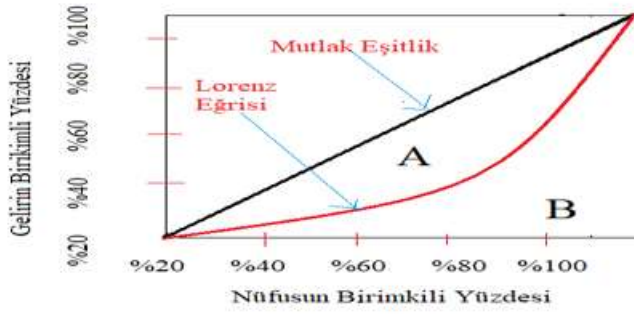
Fiyatlar genel seviyesinin sürekli artmasını ifade eden enflasyon faktörü, bireylerin gelir seviyelerini daha da azaltıcı ya da daha da çoğaltıcı etkiye sahip olabilir. Üst gelir gruplarını etkilemesi bakımından aşağı ya da yukarı yönlü bir etki yapabileceği ortaya çıkabilecek iken, alt gelir gruplarının gelir seviyelerini kesinlikle daha da azaltıcı bir faktör olacağı kesindir. Bu sebeple ülkede genel arz talep dengesinin bozulmaması için enflasyonist ortamların yaşanmaması ve resmi iradenin bu konuda çok önemli tedbirler alması gerekmektedir.

Enflasyonist süreçlerin sebeplerinin ulusal ve uluslararası boyutları olsa da, yetkili iradenin bu konuda öngörülü bir yaklaşım ortaya koyarak önleyici tedbirleri alması gerekmektedir. Eğer bu olumsuz ortamlar karşısında doğru noktaya ya da noktalara müdahale edilmezse ülke, telafisi çok zor olacak bir kısır döngünün içine sürüklenecektir. Genel olarak aşırı enflasyonist ortamların toplumda bıraktığı hasar kalp krizine benzer, yaşama dönülür fakat bıraktığı hasar büyük olur.

Gini Katsayısı

Çalışmanın bir diğer değişkeni olan Gini Katsayısı ise toplumdaki gelir dağılımının adaletsizliğini ölçmek için ortaya çıkan kantitatif bir yaklaşımdır. Bireysel anlamda gelirlerin dağılımlarını ölçmek için kullanılan önemli bir yöntemdir.

Aslında Gini Oranı olarak da tanımlansa yanlış olmayacaktır. Lorenz eğrisi ile mutlak eşitlik eğrisi arasında kalan bölgenin, mutlak eşitlik eğrisi altında kalan tüm bölgeye oranı, bize Gini katsayısını verir. Gini katsayısı matematiksel olarak 0'a yaklaştığında yani Lorenz eğrisi mutlak eşitlik eğrisine yaklaştığında, gelir adaletsizliği azalmış olacak, fakat Gini katsayısı 1'e yaklaştığında ise gelir adaletsizliği artmış olacaktır. Bu sebeple Gini katsayısı çok önemli bir gelir dağılımı ölçme yöntemidir.



$$\text{Gini Katsayısı} = \frac{A}{A+B}$$

Çalışmanın ve Gini katsayısının temelini oluşturan bir diğer kavram ise gelir dağılımıdır. Bir toplumda gelirin eşit bir şekilde dağılımı, sosyal bir devlet olmanın gereğidir. Bu nedenle hangi ekonomik yapı türü içerisinde olunursa olunsun, tüm ülkelerin öncelikli amacı gelir dağılımını düzenlenmesidir. Gelir dağılımının adaletsiz olması, bir toplumun dengelerini alt üst edeceği için devletlerin bu konunun çözümü ile ilgili oldukça hassas olmaları gerekmektedir.

Literatürde makroekonomik göstergelerin birbirleri ile etkileşimlerine dair birçok çalışma mevcuttur. Çalışmamıza benzer araştırmaların sonuçlarına değinmek, araştırmamızın farkını da ortaya koyması bakımından önem taşımaktadır.

“Türkiye’de Gelir Dağılımını Belirleyen Makroekonomik Faktörler” adlı çalışmada, Türkiye’de 1963-1998 yılları arasında ekonomik büyüme ve dış ticaret gelir dağılımındaki adaleti düzeltici bir etkiye sahipken, enflasyonun gelir adaletini bozucu bir etkisi olduğunu ve bütçe açıklarının gelir adaleti üzerinde herhangi bir etkisi olmadığını ortaya koymuşlardır. Ekonomik büyümenin kısa vadede gelir dağılımını bozmadığını, uzun vadede ise gelir adaletini etkilediği sonucuna varmışlardır (Dişbudak ve Süslü, 1998).

“Türkiye’de Enflasyonun Gelir Eşitsizliğine Etkisinin Mikro Düzeyde Analizi” adlı çalışmada, Hane halklarının reel gelirleri esas alınarak adaletsizlik ölçütü olan Gini katsayısı ve yüzde payları ile izafi yoksulluk payı hesaplanmıştır. Hem hane halkı gelirine göre hem de eşdeğer hane halkı kullanılabilir kişi başı gelirine göre reel gelirdeki adaletsizliğin, TÜİK tarafından yayımlanan adaletsizliğinden daha yüksek olduğu sonucuna varılmıştır. 2005-2018 yılları arasında enflasyonunun, gelir dağılımında etkin bir faktöre sahip olduğu, yüksek ve düşük gelire sahip aileler arasındaki gelir farkının kapanmasını engellediği sonucuna varılmıştır (Ünal ve Doğan, 2021).

“Küreselleşme ve Gelir Dağılımı Eşitsizliği” adlı çalışmada gelir adaletsizliğindeki artışın, gelişmiş ülkelere kıyasla gelişmekte olan ülkelerde daha fazla olduğu ortaya çıkmıştır. Çalışmanın sonucuna göre, 1980’lerden itibaren Türkiye’de de gelir adaletsizliği daha da derinleşmiştir (Baş, K., 2009).

“Türkiye’de Gelir Dağılımı Eşitsizliğinin Bir Sonucu: Çocuk İşgücü” adlı çalışmada, Türkiye ekonomisinin sosyal devlet olmanın gereklerini yerine getirememesi, gelir bağlamındaki yaklaşımında adalet kriterlerini uygulayamaması, ekonomideki sorunlar, gerekli istihdam olanaklarının yaratılamaması, adaletli vergi politikalarının uygulanamaması gibi makro ekonomik problemlerin, çocuk istihdamının da itici gücünü olduğu sonucuna varılmıştır (Karaman ve Özçalık, 2007, s. 39).

“Vergilerin Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkisi” adlı çalışmada, gini katsayısı ile dolaylı ve dolaysız vergiler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı, Türkiye’nin 1980-2014 yılları arasına ait verileri esas alınarak ARDL sınır testi yaklaşımıyla analiz edilmiştir. Analiz sonucunda seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi bulunmuş ve dolaylı vergi oranında meydana gelen %1’lik bir artışın, gini katsayısında %0,10

oranında bir artış ortaya çıkardığı ve dolaysız vergi oranında oluşan %1'lik bir artışın ise gini katsayısını %0,05 oranında azalttığı tespit edilmiştir (Demirgil, 2018, s. 118).

“Gelir, gelir dağılımı yaklaşımları ve devletin rolü” adlı çalışmada, klasik okul ve marksist ekonomi birlikte değerlendirildiğinde, her ikisinin de müşterek yönü, teorilerini bölüşüm (sınıf) ilişkileri üzerine inşa etmiş olmalarıdır. Her ikisinde de işçi ve sermaye sınıflarının çıkarının birbiriyle çeliştiği, ücret ile kâr arasındaki korelasyon ele alındığında, birisindeki artışın diğerinde azalmaya neden olacağı ve ücretlilerin ekonomik kazanımlardan bir yaralanmalarının olmadığı sonucuna varılmıştır (Ulutürk ve Ersezer, 2005, s. 103).

“Türkiye’de Gelir Dağılımı Ve Sosyal Koruma Harcamalarına Bir Bakış” adlı çalışmada, gelir dağılımında eşitliğin sağlanması sosyoekonomik açıdan gelişim anlamında büyük bir öneme sahiptir. Ülke ekonomileri için gelir eğilimli politikalar önemlidir. Fakat geliri arttırmak kadar artan gelirden ülkedeki tüm kesimin adil bir pay alması da önemlidir. Gelirin üretim faktörleri arasında eşit pay edilememesi, zengin ile yoksul arasındaki makasın açılmasına sebep olmaktadır, sonucuna varılmıştır (Erçakar ve Güvenoğlu, 2018, s. 50).

“Gelir Dağılımı-Tasarruf İlişkisi: Türkiye’de Hane halkı Gelir Türünün Tasarruflar Üzerindeki Etkisi” adlı çalışmada, yapılan analiz sonuçlarından, hane halkı gelir türlerinden olan ücret-prim geliri, faiz ve kira geliri, emekli maaşı ve diğer gelirlerin hane halkı tasarruflarını olumlu yönde etkilediği sonucuna varılmıştır. Gelir grupları açısından ise tasarruf payları arasında ciddi farklılıklar olduğu ortaya konulmuştur (Şengür ve Taban, 2016, s. 49).

“Türkiye’de Bölgesel Gelir Dağılımının İller Düzeyinde Analizi: 1990-2006” adlı çalışmada, bölgesel eşitsizlik ölçütleri, Türkiye’de kişi başı milli gelirin, kişi başı yurt içi hasılaya göre daha istikrarlı bir şekilde tevzi edildiğini göstermiştir. Bölgesel gelir eşitsizlikleri 1990-2001 döneminde azalmıştır. Bölgesel eşitsizliklerdeki azalma eğilimi kişi başı milli gelir için devam etse de, kişi başı yurt içi hasıla düzeyindeki denge bozulması 2001-2006 döneminde artmaya başlamıştır. Yatay kesit analizi sonuçları kişi başı yurt içi hasılanın illerin sermaye stoku, işgücü, beşeri sermayesi ve hizmet sektörünün verimliliği ve kentleşme oranı değişkenleri tarafından açıklandığını ortaya koymuştur. Kişi başı milli gelir, yeniden dağılım politikaları tarafından belirlenmekte ve kamuda istihdam, siyasi temsil ve kalkınmada öncelikli yöreler tarafından açıklanmaktadır. Çalışmanın bulguları Türkiye’de bölgeler arasındaki ekonomik adaletin sağlanması için bölgesel politikaların gerekli olduğunu ortaya koymuştur (Dağdemir ve Acaroğlu, 2011, s. 39).

“Türkiye’de Kişisel Gelir Dağılımı Araştırmalarının Analizi” adlı çalışmada, sosyal barışın sağlanmasına dikkat çekilerek sosyal barışın büyük ölçüde gelir dağılımının adaletli olmasına ve bireylerin asgari gelir düzeylerinin seviyesine bağlı olduğu sonucu ortaya çıkmıştır. Eşit bir gelir dağılımı politikasının izlenmesi ile farklı kesimlerin arasındaki uçurumların oluşmasının engelleneceği ve çıkar çatışmalarının önüne geçileceği sonuçlarına ulaşılmıştır (Karabulut, 2014, s. 32-33).

“Türkiye’de Gelir Dağılımı ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı” adlı çalışmanın sonuçlarına göre, kişi başına milli gelir ile Gini katsayısı arasında ters U şeklinde bir ilişkinin var olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu sonuç Kuznets Eğrisi Hipotezi’nin 1984-2011 yılları arasında Türkiye’de geçerli olduğunu desteklemektedir. Kubik model için elde edilen uzun dönemli katsayılar göre ise, kişi başına milli gelir ile Gini katsayısı arasında ters N şeklinde bir ilişkinin varlığı söz konusudur (Akalin,Özbek ve Çiftçi, 2018, s. 59).

“On the Theory of Income Distribution” adlı çalışmada, gelir dağılımı ile ilgili yapılan çalışmalarda gelir dağılımı ile ilgili sorunsal yaklaşımların statik yapıda olduğu sonucuna varılmış iken bu çalışmada ise

statik bir unsur olmasının gerekmediği ve gelir dağılımı sorunlarının siyasi faktörlerden oldukça etkilendiği ortaya konulmuştur (Tinbergen, 1956, s. 171).

“Income Distribution And Development” adlı çalışmada, gelir dağılımının bir ekonominin kalkınması için çok önemli olduğu, gelir dağılımının bir ülkede yaşayan bireylerin yoksulluk seviyesini gösterdiğini, insanların sağlığını bile bozduğu açıklanmaya çalışılmıştır. Ayrıca çalışmada Kuznets’in gelir seviyeleri arttıkça gelir dağılımının bozulduğu hipotezinin geçerliliğinin azaldığı ortaya konulmuştur. Nihai olarak da eşit gelir dağılımının, ülkenin öz sermayesi için çok önemli olduğu sonucuna varılmıştır (Stewart, 2000, s. 1).

Yöntem

Araştırmanın Hipotezleri

Araştırmada TÜFE oranı ile Gini katsayısı arasındaki ilişkileri ortaya çıkarmak için her ne kadar odak nokta Marmara Bölgesi de olsa, Marmara Bölgesi de kendi içinde iki kısım olarak, hem veriler doğrultusunda hem de sonuçlar anlamında analiz edilmek sureti ile aşağıdaki hipotezler belirlenmiştir.

H1: Batı Marmara bölgesinde hesaplanan Gini Katsayısı ile yıllık TÜFE oranı arasında anlamlı bir ilişki vardır. Batı Marmara bölgesinde hesaplanan Gini Katsayısı yıllık TÜFE oranına bağlı olarak doğrusal bir denklem ile ifade edilebilir. Bu denklem kullanılarak gelecekteki Gini değerleri tahmin edilebilir.

H2: Doğu Marmara bölgesinde hesaplanan Gini Katsayısı ile yıllık TÜFE oranı arasında pozitif bir ilişki vardır; Doğu Marmara bölgesinde hesaplanan Gini Katsayısı yıllık TÜFE oranına bağlı olarak doğrusal bir denklem ile ifade edilebilir. Bu denklem kullanılarak gelecekteki Gini değerleri tahmin edilebilir.

H3: Marmara bölgesinin genelinde hesaplanan Gini Katsayısı ile yıllık TÜFE oranı arasında pozitif bir ilişki vardır; Marmara bölgesinde hesaplanan Gini Katsayısı yıllık TÜFE oranına bağlı olarak doğrusal bir denklem ile ifade edilebilir. Bu denklem kullanılarak gelecekteki Gini değerleri tahmin edilebilir.

Veri Seti ve Değişkenlerin Tanımlanması

Bu çalışmada kullanılan veri seti Türkiye’de 2006-2021 yılları arasında yıllık bazda TÜFE oranları; Doğu Marmara Bölgesi, Batı Marmara Bölgesi ve Marmara Bölgesinin geneli için hesaplanan Gini katsayılarından oluşmaktadır. Söz konusu yıllar için TÜFE oranları Tuik’in yılın Aralık ayına göre yıllık enflasyon oranlarının yayımlandığı web sitesinden elde edilmiştir. Gelir dengesizliğinin en önemli göstergesi olan Gini katsayıları ise Tuik’in Marmara Bölgesine ait “Gelir ve Yaşam Koşulları anketinden elde edilmiştir. Ekonometrik analizlerde kullanılan değişkenlerle ilgili tanımlayıcı bilgiler aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 1: Araştırmada belirlenen değişkenler ve açıklaması

Değişkenler	Açıklaması
TÜFE	Yıllık TÜFE oranları
Gini-DMarmara	Doğu Marmara Bölgesi Gini katsayıları
Gini-BMarmara	Batı Marmara Bölgesi Gini katsayıları
Gini-Marmara	Marmara Bölgesi Gini katsayıları

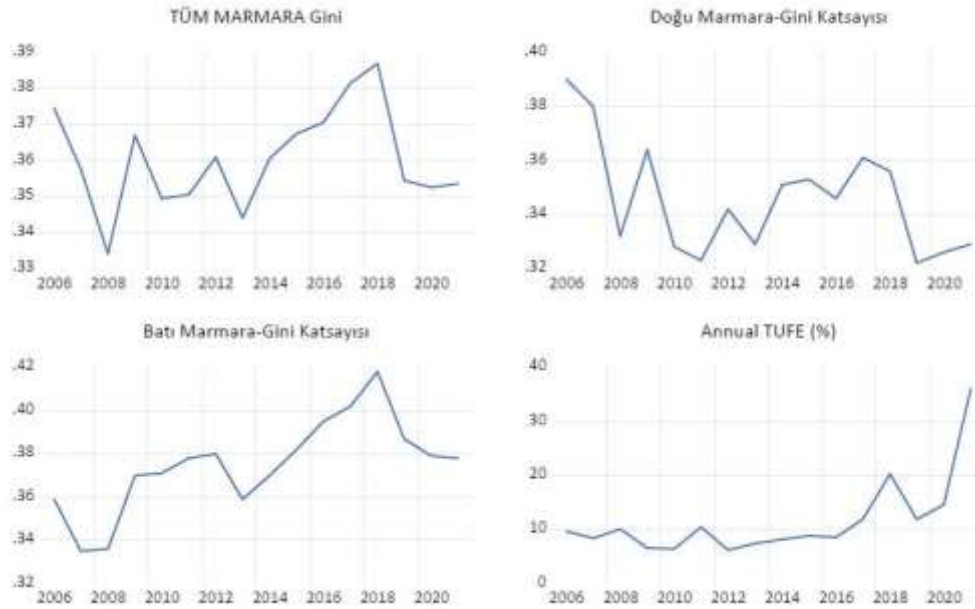
*Veriler yıllık bazda alınmıştır.

Çalışmadaki tüm değişkenler öncelikle yapısal olarak bir sorun içermedikleri yönünden analiz edilmiştir. Bu bağlamda tanımlayıcı istatistikler, serilerin normal dağılıma uygunluğu ve zaman yolu grafikleri analiz edilmiştir.

Tablo 2: Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

	ANNUALTUFE	GINIBMARM	GINIDMARM	GINIMARMA
Mean	11.58063	0.374938	0.345750	0.360344
Median	9.230000	0.378000	0.344000	0.359000
Maximum	36.08000	0.418000	0.390000	0.387000
Minimum	6.160000	0.335000	0.322000	0.334000
Std. Dev.	7.442524	0.021493	0.020709	0.013866
Skewness	2.465398	-0.145791	0.678581	0.182181
Kurtosis	8.553962	3.044362	2.482337	2.585686
Jarque-Bera Probability	36.77283	0.057992	1.406575	0.202944
Sum	185.2900	5.999000	5.532000	5.765500
Sum Sq. Dev.	830.8675	0.006929	0.006433	0.002884
Observations	16	16	16	16

Tablodan görüldüğü üzere Gini serilerinde Mean (Ortalama) ve Median (Ortanca) değerleri birbirine oldukça yakın, Normal dağılıma uygunluk için hesaplanan Jarque-Bera testinde olasılık değerleri 0.05'ten büyük olma şartını sağlamaktadır. Gini katsayılarını içeren 3 seri Jarque-Bera testine göre normal dağılıma uygun, TUFİ serisi Normal dağılım koşullarını sağlamamaktadır. Diğer yandan Skewness (çarpıklık) değerlerinin ± 1 sınırları içinde 0'a yakın olması ve Kurtosis (basıklık) değerlerinin kritik değer olan 3'ten küçük çıkmış olması gerekirken TUFİ ve Gini-BMarmara değişkenleri bu koşulları sağlamamaktadır.



Şekil 1: Değişkenlerin zaman yolu grafikleri

Tanımlayıcı analizler ve zaman yolu grafiklerinin incelenmesi sonucunda seriler için logaritma dönüşümünün uygun olacağı düşünülmüş ve analizlerde değişkenlerin logaritmaları kullanılmıştır.

Değişkenler arasında korelasyon analizi yapılarak veriler arasındaki karşılıklı ilişkiler incelenmiştir.

Tablo 3: Değişkenler Arasında Pearson Korelasyon Analiz İstatistikleri

	Gini-DMarmara	Gini-BMarmara	Gini-Marmara	TUFE
Gini-DMarmara	1	-0,13679	0,64076	-0,20689
Gini-BMarmara	-0,13679	1	0,672876	0,295752
Gini-Marmara	-0,13679	0,672876	1	0,074717
TUFE	-0,20689	0,295752	0,074717	1

Tablodan, Doğu ve Batı Marmara Bölgelerinin Gini katsayılarının zıt yönlü düşük bir korelasyon ilişkisi içinde olduğu görülmektedir. Bu veri bu bölgelerin birinde Gini artışının diğerinde azalış ile karşılanabilme olasılığının yaklaşık %14 olduğunu göstermektedir. Diğer yandan Doğu ve Batı Marmara Bölgelerinin Gini katsayıları ayrı ayrı Marmara Bölgesi ile yüksek sayılabilecek bir düzeyde anlamlı pozitif bir korelasyon ilişkisine sahiptir. Bu veri bu iki bölgenin bileşiminden oluşan Marmara Bölgesinde hesaplanan Gini katsayısının bölgelerdeki Gini katsayılarıyla ilişki düzeyinin yüksek olduğunu göstermektedir. TÜFE değişkeninin Doğu ve Batı Marmara Bölgelerindeki Gini katsayıları ile zayıf ve birbiriyle ters yönlü korelasyonlara sahip olduğu tablodan görülmektedir. TUFE artışının Doğu Marmara bölgesinde gelir dengesizliği göstergesi olan Gini katsayısının azalması ile beraber görülmesi, Batı Marmara Bölgesinde ise Gini katsayısının artışı ile beraber görülmesi aynı yıllara denk gelmesi de ilginç bir veri olarak dikkat çekmiştir. Bu veri Doğu Marmara Bölgesinde Sanayi, Tarım ve Hayvancılık üretim kapasitesinin farkı olarak yorumlanmıştır.

Değişkenlerin Durağanlık Analizleri

Zaman serileri, ölçülen bir büyüklüğün zamana göre sıralanmış bir kümesi; zaman serisi analizi ise, gözlem kümesince temsil edilen gerçeğin anlaşılması ve/veya zaman serisindeki değişkenlerin gelecekteki değerlerinin doğru bir şekilde tahmin (forecast) edilmesidir (Allen, 1964:133-152). Bir zaman serisi analizinde, analizin anlamlı ve tutarlı olabilmesi için değişkenlerin öncelikle “durağan olması” gerekli görülür. Çünkü durağan zaman serileri, uzun dönemde kırılma ve şoklar yaşasa da “sabit ortalamaya” sahiptir. Ayrıca zaman serisinin varyansı sabit ve sonlu yapı sürecindedir. Bu nedenle, değişkenler arasındaki anlamlı ve tutarlı ilişkinin incelenebilmesi için, serinin öncelikli olarak “durağan” olması gereklidir. Durağanlık şartlarını sağlamaksızın serilerin denklemlere konulması, iktisadi ilişkilerin var olmadığı halde varmış gibi görünmesine neden olacağından anlamsız öngörülere sebebiyet verir. Durağanlığa sahip olmayan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin kurulması da mümkün değildir. Durağan olmayan seriler logaritma alınarak, ardışık sayıda farkları alınarak durağan hale getirilebilir. Seriler aynı derecede durağan olduklarında, eş bütünleşik seriler elde edilmiş olur (Kennedy,P., 2006)

Çalışmada her bir durağanlık testinin kendine özgü avantajları ve dezavantajları bulunduğu iki farklı birim kök testi uygulanmıştır. EvIEWS 12 programı yardımıyla genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri uygulanmıştır. ADF testi, Dickey-Fuller (DF) testinin modifiye edilmiş halidir. Serilerin hata payları arasında korelasyon ilişkisi olabileceği düşüncesiyle bağımlı değişkenin geçmiş dönemdeki değeri temel alınarak ADF testi ortaya çıkmıştır. ADF testi için uygun gecikme sayısının belirlenimi önemli olup bunun için Akaike bilgi kriteri(AIC) ve Schwarz bilgi kriterinden(SIC) yararlanılmaktadır (Bozkurt,H.Y., 2013)

Araştırmada ADF testinin eksikliklerini gidermesi ve alternatif oluşturması açısından Phillips ve Perron birim kök testi de uygulanacaktır. Philips-Perron birim-kök testi ADF testlerinin trend içeren serilerde uygulanabilme noktasında daha esnek bir kullanım sunar. ADF testleri serilerde hata terimlerinin bağımsız ve sabit varyanslı olduğu varsayımı ile analizi gerçekleştirir. Dolayısıyla bu testlerin kullanımı, hata terimleri arasında kovaryans olmaması ve sabit varyans bulunması gibi koşulları gerektirir. Philips-Perron (1988), geliştirdiği PP testi ile ADF testlerinde bulunan bu kısıtları ortadan kaldırarak daha esnek bir birim-kök testi ortaya koymuştur. Dolayısıyla trend içeren serilerde zayıf kalan ADF testini bir üst aşamaya taşıyan Philips Perron(1988) testi, trend içeren serilerin analizinde daha güçlü bir birim-kök testi olarak kabul edilmektedir (Tarı, R., 2005)

ADF ve PP birim kök testleri serinin durağan olduğunu ortaya çıkarmak için aşağıdaki hipotezleri sorgularlar. Yapılan hesaplamalar sonucunda hesaplanan istatistik değeri, kritik değerden büyük çıkarsa H_0 hipotezi reddedilerek serinin durağan olduğu anlaşılr.

H_0 : Seri durağan değildir. (Birim kök içerir.)

H_1 : Seri durağandır. (Birim kök içermez.)

Her iki test için, test istatistiğinin kritik değerlerden daha büyük olması, birim kökün boş hipotezinin reddedilmesi anlamını taşımaktadır. Elde edilen ya da hesaplanan sonuçlar MacKinnon (1996) kritik değerleri ile karşılaştırılır:

- Eğer $ADF_{hesaplanan} > MK_{kritik}$ ise H_0 kabul edilir yani seri birim kök içermektedir(Durağan değil).
- Eğer $ADF_{hesaplanan} < MK_{kritik}$ ise H_1 kabul edilir yani seri durağandır

şeklinde karar verilir (Philips.P.C.B. ve Perron,P., 1988)

Araştırmada ilk olarak değişkenlerin düzey değerleri için ADF ve PP birim kök testi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar aşağıdaki tablolarda verilmiştir.

Tablo 4 : Değişkenlerin düzey değerlerine ait ADF ve PP birim kök testi sonuçları

Değişken	Test istatistiği	Gecikme uzunluğu (Bant genişliği)	Önem düzeyi	MK Kritik değerleri ⁽¹⁾	Prob.
log(TÜFE)	2,487456 (-0,369076)	2 (6)	%1 %5 %10	-4,057910 (-3,979158) -3,119910 (-3,081002) -2,701103 (-2,681330)	0,9998 (0,8916)
log(Gini- DMarmara)	-3,732297 (-3,227186)	3 (0)	%1 %5 %10	-4,121990 (-3,959148) -3,144920 (-3,081002) -2,713751 (-2,681330)	0,0190 (0,0385)

log(Gini-BMarmara)	-1,586831 (-1,562448)	0 (2)	%1 %5 %10	-3,959148 (-3,959148) -3,081002 (-3,081002) -2,681330 (-2,681330)	0,4644 (0,4761)
log(Gini-Marmara)	-2,961207 (-2,975037)	0 (1)	%1 %5 %10	-3,959148 (-3,959148) -3,081002 (-3,081002) -2,681330 (-2,681330)	0,0618 (0,0603)

*Parantez içindeki değerler PP testine aittir. ADF testinde gecikme uzunlukları SIC kriterine göre, PP testinde Newey –West bant genişliği kullanılmıştır. (1) ADF ve PP testi için çeşitli güven aralıklarında Mac Kinnon (1996) değerleridir. Dlog(Gini-BMarmara) ve Dlog(Gini-Marmara) için hesaplanan MK kritik değerleri Tablodaki gibi birbirine eşit çıkmıştır.

Veri serileri için yapılmış olan tablodaki ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre;

- log(TÜFE) serisinde her iki testte de önem düzeylerinde Prop değeri 0,05 ten büyüktür. log(TÜFE) serisi düzeyde durağan değildir.
- log(Gini-DMarmara) serisinde her iki test için test istatistikleri %5 önem düzeyinde Mac Kinnon kritik değerlerinden küçük ve Prob. değerleri 0.05’den küçük olması nedeniyle **log(Gini-DMarmara) değişkeni düzeyde durağandır.**
- log(Gini-BMarmara) serisinde her iki testte de tüm önem düzeylerinde test istatistikleri Mac Kinnon kritik değerlerinden büyük ve Prop değeri 0,05 ten büyük olduğundan log(Gini-BMarmara) serisi düzeyde durağan değildir.
- log(Gini-Marmara) serisinde her iki testte de tüm önem düzeylerinde test istatistikleri Mac Kinnon kritik değerlerinden büyük ve Prop değeri 0,05 ten büyük olduğundan log(Gini-Marmara) serisi düzeyde durağan değildir.

log(TÜFE), log(Gini-DMarmara) ve log(Gini-Marmara) serileri durağan olmadığından 1.farkları alınarak birim kök testi yenilenmiştir.

Tablo 5 : Değişkenlerin 1.fark değerlerine ait ADF ve PP birim kök testi sonuçları

Değişken	Test istatistiği	Gecikme uzunluğu (Bant genişliği)	Önem düzeyi	MK Kritik değerleri ⁽¹⁾	Prob.
Dlog(TÜFE)	-4,277648 (-4,188089)	3 (13)	%1 %5 %10	-4,057910 (-4,004425) -3,119910 (-3,098896) -2,701103 (-2,690439)	0,0069 (0,0072)

Dlog(Gini-BMarmara)	-3,865594 (-3,865594)	0 (0)	%1 %5 %10	-4,004425 (-4,004425) -3,098896 (-3,098896) -2,690439 (-2,690439)	0,0128 (0,0128)
Dlog(Gini-Marmara)	-5,050309 (-5,463093)	0 (3)	%1 %5 %10	-4,004425 (-4,004425) -3,098896 (-3,098896) -2,690439 (-2,690439)	0,0016 (0,0008)

*Parantez içindeki değerler PP testine aittir. ADF testinde gecikme uzunlukları SIC kriterine göre, PP testinde Newey –West bant genişliği kullanılmıştır. (1) ADF ve PP testi için çeşitli güven aralıklarında Mac Kinnon (1996) değerleridir. Dlog(Gini-BMarmara) ve Dlog(Gini-Marmara) için hesaplanan MK kritik değerleri Tablodaki gibi birbirine eşit çıkmıştır.

Veri serileri için yapılmış olan tablodaki ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre;

- Dlog(TÜFE) serisinde, her iki test için test istatistikleri %5 önem düzeyinde Mac Kinnon kritik değerlerinden küçüktür ve Prob. değerleri 0.05’den küçüktür. Bu nedenle **Dlog(TÜFE) 1.fark değişkeni durağandır.**
- Dlog(Gini-BMarmara) ve Dlog(Gini-Marmara) serilerinde ADF ve PP testleri için hesaplanan test istatistikleri %5 önem düzeyinde Mac Kinnon kritik değerlerinden küçüktür ve Prob. değerleri 0.05’den küçüktür. **Bu nedenle Dlog(Gini-BMarmara) 1.fark değişkeni durağandır.**

Sonuç olarak; çalışmada yer alan değişkenlerden log(Gini-DMarmara) değişkeni düzeyde durağan, diğer değişkenlerin ise birinci farklarının durağan olduğu belirlenmiştir. Bu nedenle uygulanacak eşbütünleşme testinin seçilmesi önem kazanmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesi için eşbütünleşme testleri uygulanmaktadır. Engle –Granger ve Johansson eşbütünleşme testlerinde değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik olması gerekmektedir. Ancak Pesaran ve arkadaşları (2001), farklı mertebelerde durağan olan değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkinin sınanmasına olanak tanıyan ARDL yaklaşımını önermişlerdir (Pesaran, Shin ve Smith, 2001).

ARDL Eş bütünleşme Testi

ARDL(Autoregressive Distributed Lag Bound Test) testi veya Türkçesiyle Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Sınır Testi, Mohammad Hashem Pesaran ve Yongcheol Shin tarafından 2001 yılında geliştirildi. ARDL yaklaşımı en küçük kareler metodunun bir uygulamasıdır. ARDL testi diğer eşbütünleşme analizlerinde olduğu gibi birim kök sınamalarına ihtiyaç duymaz. Ancak ARDL yaklaşımı değişkenlerin 2. Mertebeden ve daha fazlasında durağan olmaları halinde uygulanamaz (Çağlayan, 2006)

Bu testin bir diğer önemli avantajı da küçük örneklemelere de uygulanabilir olmasıdır (Kamuriddin ve Jusoff, 2009). Araştırmamızda değişkenlerimiz farklı mertebelerde durağan ve örneklemimiz nispeten küçük olduğundan ARDL testi ile eş bütünleşme ilişkileri

Bağımlı değişkenler Gini katsayılarına bağlı değişkenler olmak üzere bağımsız değişken TÜFE alınarak oluşturulan modellere ait tahmin sonuçları aşağıda verilmiştir.

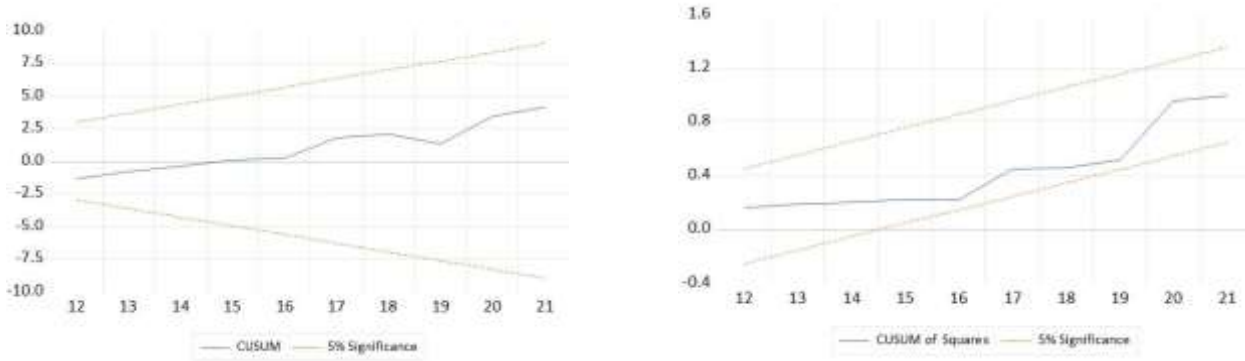
Gini-DMarmara ve TÜFE Değişkenleri Arasında Eşbütünleşme İlişkisi İçin ADRL Testi

ARDL modelinin ilk aşaması uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Bu amaçla değişkenler farklı gecikme kombinasyonları ile sınanarak, bilgi kriterlerine göre en düşük değeri veren model uygun model olarak seçilir. Bu bağlamda EViews 12 programı kullanılarak Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre ARDL(4,4) modeli uygun model olarak seçilmiştir.

Tablo 6: Gini-DMarmara ile TUFEE ADRL (4,4) modeli Tanısal Test Sonuçları

Tanısal Testler	F İstatistiği	Prop. değeri
Otokorelasyon	3,877307	0,0665
Değişen Varyans	1,461454	0,2915
Ramsey Reset Test	11,44068	0,0081
Testi Jarque-Bera	0,316195	0,853766

Tanısal testlerde Prop değerlerinin 0,05 ten büyük olması otokorelasyon, değişen varyans, modelde spesifikasyon hataları olmadığını; Kalıntıların normal dağılıma uyduğunu göstermektedir. Parametre CUSUM Testleri sonuçları da parametre istikrarının sağlandığını göstermiştir.



Şekil 2: Parametre İstikrarı Test Sonuçları

Grafiklerde CUSUM ve CUSUM-of-Square testleri sonucunda modelin tahmin döneminde kararlı olduğu, yani herhangi bir yapısal kırılmanın olmadığı görülmektedir.

Kurulan modelin kontrollerinin tamamlanmasından sonraki aşamada değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığı Uzun Dönem Sınır Testi ile sınanmıştır.

Tablo 7: ADRL (4,4) Modeli Uzun Dönem Katsayılar Tahmini

F İstatistiği	Önem Değeri	I(0)	I(1)
7,472260	%10	-1	-1
	%5	-1	-1
	%1	-1	-1

Tablodan görüldüğü üzere F istatistiği tüm önem seviyelerinde I(1) değerinden yüksektir. Sınır testi serilerin eş bütünleşik olduğunu, uzun dönem dengelenen bir karşılıklı ilişkinin varlığı sonucunu vermiştir.

Elde edilen denklem aşağıdaki gibidir (Katsayı için p değeri $p=0,0000$): $\log \text{Gini-DMarmara} = (-0,517522) \cdot \log \text{TUFE}$

Tablo 8: ADRL (4,4) Modeli Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişken	Katsayı	Prop değeri		
CointEq(-1)	-0,426267	0,0209		
t-Sınır Testi	Değer	Anlamlılık	I(0)	I(1)
t-istatistiği	-4,463858	%10	-1,62	-2,28
		%5	-1,95	-2,6
		%1	-2,58	-3,22

Hata düzeltme katsayısı negatiftir, prop değeri 0,05 ten küçüktür. Sınır testinde t istatistiği negatif ve üst sınırdan tüm anlamlılık düzeylerinde büyük bulunmuştur. Hata düzeltme modeli uygundur. Bu durumda modelin kısa dönemde oluşan sapmaların ne zaman dengeleneceğini bulmak için -0,426267 katsayısının mutlak değerinin tersi alınır.

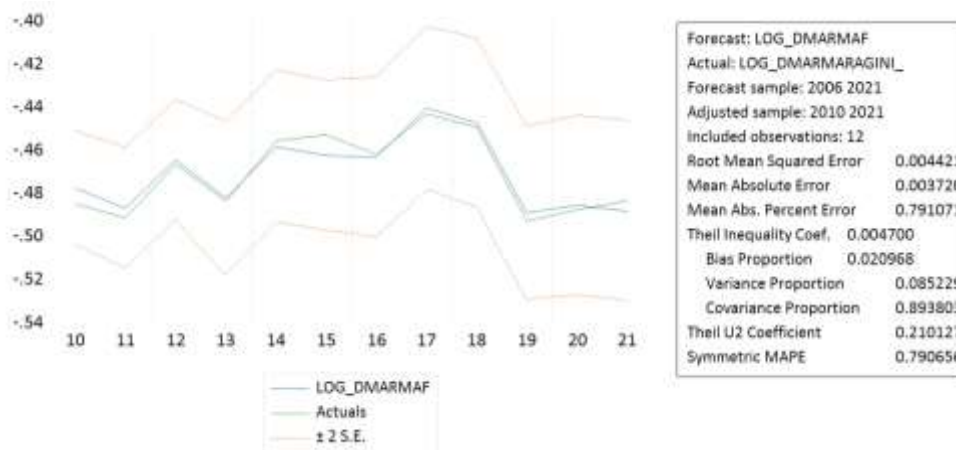
$$1 / 0,426267 = 2,3459$$

Bu değer kısa dönemde oluşan sapmanın 2,35 yıl içinde dengeye ulaşacağını belirtmektedir.

Elde edilen sabitsiz ve trendsiz denklem:

$$\log \text{Gini-DMarmara} = (-0,517522) \cdot \log \text{TUFE}$$

Bu denklem yardımıyla Doğu Marmara için Gini Katsayısının gelecek değerleri tahmin edilebilir. Gerçek değerlerle kurduğumuz modelin tahmin gücü aşağıdaki grafikte gösterilmiştir.



Şekil 3: Gini-DMarmara Tahmin ve Gerçek Değerleri

Grafikten görüldüğü gibi, tahmini gösteren mavi çizginin gerçek değerleri gösteren yeşil çizgiden kısa dönem sapması 2012 de ve 2014 yıllarında gerçekleşmiştir. 2012'deki sapma 2014 de(2 yıl sonra) dengelenirken, 2014'deki sapma 2016 civarında (yaklaşık 2 yıl sonra) dengelenmiştir. Hata düzeltme modelinde kısa dönem şokların dengelenme periyodu oldukça iyi tahmin ettiği, grafikte modelin uyumluluğunu gösteren katsayıların (Hata değerleri karesinin, Theil Inequality, Bias proportion değerlerinin sıfıra yakın olması, Varyansın düşük, Kovaryansın yüksek olması) uygunluğu da ADRL(4,4) modelini teyit etmiştir.

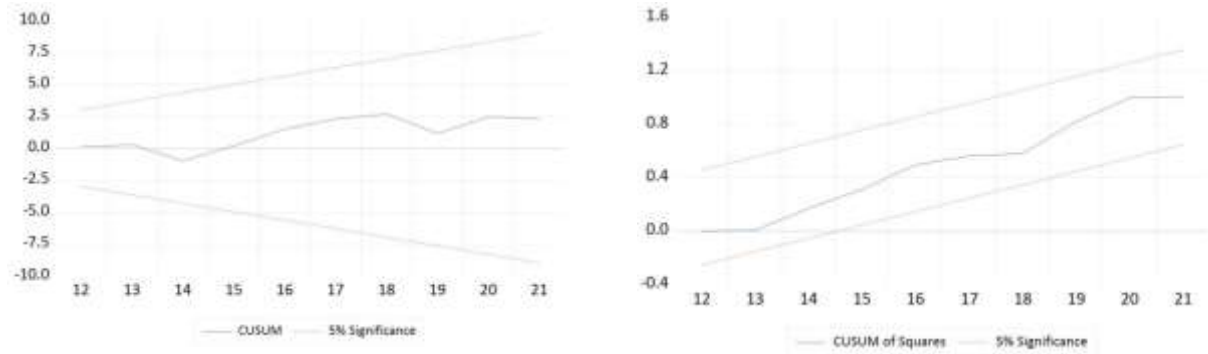
Gini-BMarmara ve TÜFE Değişkenleri Arasında Eşbütünleşme İlişkisi İçin ADRL Testi

ARDL modelinin ilk aşaması uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Bu amaçla değişkenler farklı gecikme kombinasyonları ile sınanarak, bilgi kriterlerine göre en düşük değeri veren model uygun model olarak seçilir. Bu bağlamda EViews 12 programı kullanılarak Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre ARDL(1,2) modeli uygun model olarak seçilmiştir.

Tablo 9: Gini-BMarmara ile TUFİ arasında ADRL (1,2) modeli Tanısal Test Sonuçları

Tanısal Testler	F İstatistiği	Prop değeri
Otekorelasyon	0,041023	0,9600
Değişen Varyans	1,076977	0,4226
Ramsey Reset Test	1,389589	0,2687
Jarque-Bera Testi	0,402882	0,817552

Tanısal testlerde Prop değerlerinin 0,05 ten büyük olması otokorelasyon, değişen varyans ve modelde spesifikasyon hataları olmadığını; kalıntıların normal dağılıma uyduğunu göstermektedir. CUSUM Testleri sonuçları da parametre istikrarının sağlandığını göstermiştir.



Şekil 4: Parametre istikrarı test sonuçları

Grafiklerde CUSUM ve CUSUM-of-Square testleri sonucunda modelin tahmin döneminde kararlı olduğu, yani herhangi bir yapısal kırılmanın olmadığı görülmektedir.

Kurulan modelin kontrollerinin tamamlanmasından sonraki aşamada değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığı Uzun Dönem Sınır Testi ile sınanmıştır.

Tablo 10: Gini-BMarmara ile TUFİ ADRL (1,2) modeli

F İstatistiği	Önem Değeri	I(0)	I(1)
3,295768	%10	-1	-1
	%5	-1	-1
	%1	-1	-1

Tablodan görüldüğü üzere F istatistiği tüm önem seviyelerinde I(1) değerinden yüksektir. Sınır testi serilerin eş bütünleşik olduğu sonucunu vermiştir. Elde edilen sabitsiz ve trendsiz denklem katsayısının anlamlılığı $p=0,0000$ olmak üzere aşağıdaki gibi oluşur:

$$\log \text{Gini-BMarmara} = (-0,422804) * \log \text{TUFE}$$

Tablo 11: Hata Düzeltme Modeli Katsayıları

Değişken	Katsayı	Prop değeri		
CointEq(-1)	-0,165735	0,0226		
t-Sınır Testi	Değer	Anlamlılık	I(0)	I(1)
t-istatistiği	-2,692710	%10	-1,62	-2,28
		%5	-1,95	-2,6
		%1	-2,58	-3,22

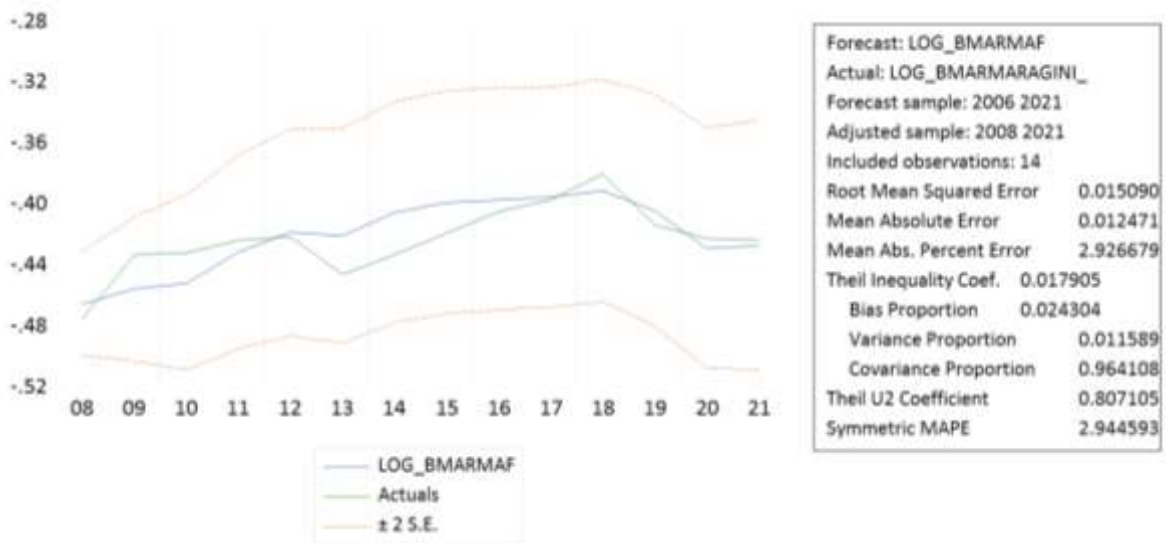
Hata düzeltme katsayısı negatiftir, prop değeri 0,05 ten küçüktür. Sınır testinde t istatistiği negatif ve üst sınırdan %5 anlamlılık düzeyinde büyük bulunmuştur. Hata düzeltme modeli uygundur. Hata düzeltme katsayısı 1' e bölünür:

$$1/0,165735=6,0337$$

Bu değer kısa dönemde oluşan sapmanın en fazla 6 yıl içinde dengeye ulaşacağını belirtmektedir.

$$\log \text{Gini-BMarmara} = (-0,422804) * \log \text{TUFE}$$

denklemleri yardımıyla Batı Marmara için Gini Katsayısının gelecek değerleri tahmin edilebilir. Gerçek değerlerle kurduğumuz modelin tahmin gücü aşağıdaki grafikte gösterilmiştir.



Şekil 5: Gini-BMarmara Tahmin ve Gerçek Değerleri

Grafikten görüldüğü gibi, tahmini gösteren mavi çizginin gerçek değerleri gösteren yeşil çizgiden kısa dönem sapması 2008 de ve 2011 yıllarında gerçekleşmiştir. 2008'deki sapma 2012 de(4 yıl sonra dengelenirken, 2012'deki sapma 2017'de (yaklaşık 5 yıl sonra) dengelenmiştir. Hata düzeltme modelinde kısa dönem şokların dengelenme periyodu için bulduğumuz maximum 6 yıllık zaman dilimi dolmadan model dengelenmektedir. Modelin uygunluğunu gösteren tüm katsayılar oldukça uygun bir model belirlediğimizi teyit etmektedir.

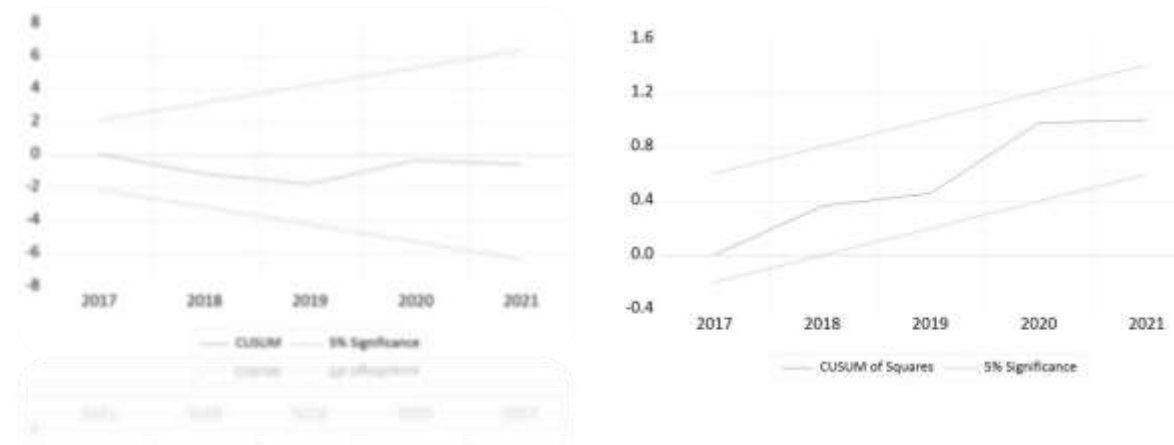
Gini-Marmara ve TÜFE Değişkenleri Arasında Eşbütünleşme İlişkisi İçin ADRL Testi

ARDL modelinin ilk aşaması uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Bu amaçla değişkenler farklı gecikme kombinasyonları ile sınanarak, bilgi kriterlerine göre en düşük değeri veren model uygun model olarak seçilir. Bu bağlamda EViews 12 programı kullanılarak Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre ARDL(4,2) modeli uygun model olarak seçilmiştir.

Tablo 12: ADRL (4,2) Modeli Tanısal Test Sonuçları

Tanısal Testler	F İstatistiği	Prop değeri
Otekorelasyon	0,382510	0,7113
Değişen Varyans	1,080286	0,4998
Ramsey Reset Test	0,008987	0,9290
Jarque-Bera Testi	1,899901	0,386760

Tanısal testlerde Prop değerlerinin 0,05 ten büyük olması otokorelasyon, değişen varyans ve modelde spesifikasyon hataları olmadığını; kalıntıların normal dağılıma uyduğunu göstermektedir. CUSUM Testleri sonuçları da parametre istikrarının sağlandığını göstermiştir.



Grafik 5: Parametre İstikrarı Test Sonuçları

Grafiklerde CUSUM ve CUSUM-of-Square testleri sonucunda modelin tahmin döneminde kararlı olduğu, yani herhangi bir yapısal kırılmanın olmadığı görülmektedir.

Kurulan modelin kontrollerinin tamamlanmasından sonraki aşamada değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığı Uzun Dönem Sınır Testi ile sınanmıştır.

Tablo 13: ADRL (4,2) Modeli Uzun Dönem Katsayıları Tahmini

F İstatistiği	Önem Değeri	I(0)	I(1)
7,135380	%10	-1	-1
	%5	-1	-1
	%1	-1	-1

Tablodan görüldüğü üzere F istatistiği tüm önem seviyelerinde I(1) değerinden yüksektir. Sınır testi serilerin eş bütünleşik olduğu sonucunu vermiştir. Elde edilen sabitsiz ve trendsiz denklem katsayısının anlamlılığı $p=0,0000$ olmak üzere aşağıdaki gibi oluşur:

$$\log \text{Gini-Marmara} = (-0,484571) * \log \text{TUFE}$$

Tablo 14: ADRL (4,2) Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişken	Katsayı	Prop değeri		
CointEq(-1)	-0,160042	0,0090		
t-Sınır Testi	Değer	Anlamlılık	I(0)	I(1)
t-istatistiği	-4,138226	%10	-1,62	-2,28
		%5	-1,95	-2,6
		%1	-2,58	-3,22

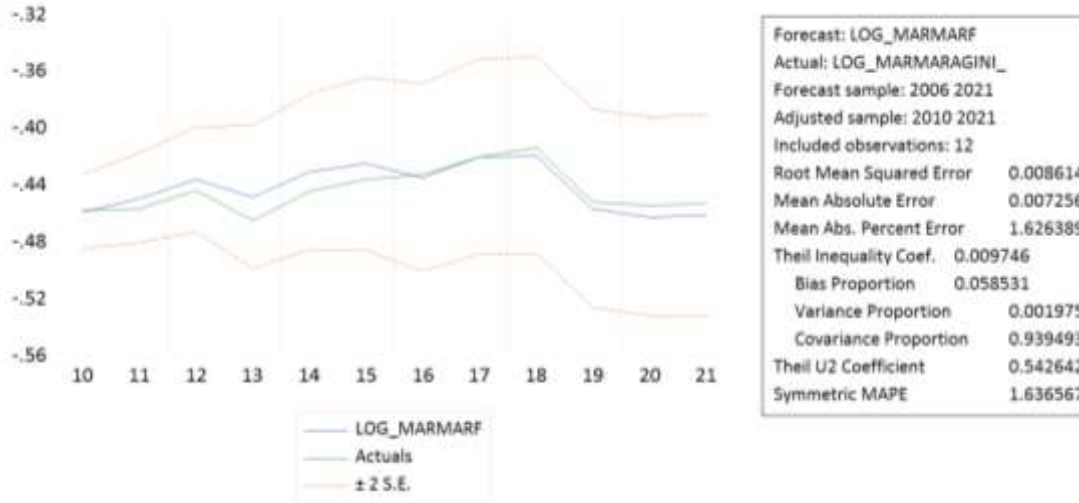
Hata düzeltme katsayısı negatiftir, prop değeri 0,05 ten küçüktür. Sınır testinde t istatistiği negatif ve üst sınırdan %5 anlamlılık düzeyinde büyük bulunmuştur. Hata düzeltme modeli uygundur. Hata düzeltme katsayısı 1' e bölünür:

$$1/0,160042=6,2483$$

Bu değer kısa dönemde oluşan sapmanın en fazla 6,25 yıl içinde dengeye ulaşacağını belirtmektedir.

$$\log \text{Gini-Marmara} = (-0,4484571) * \log \text{TUFE}$$

denklemini yardımıyla Marmara için Gini Katsayısının gelecek değerleri tahmin edilebilir. Gerçek değerlerle kurduğumuz modelin tahmin gücü aşağıdaki grafikte gösterilmiştir.



Şekil 6: Gini-Marmara tahmin ve gerçek değerleri

Grafikten görüldüğü gibi, tahmini gösteren mavi çizginin gerçek değerleri gösteren yeşil çizgiden kısa dönem sapması 2010 da olmuş ve 2016 da tekrar iki seri dengelenmiştir. İki seri 2017 de tekrar sapma göstermiş, hata düzeltme modelinde kısa dönem şokların dengelenme periyodu için bulduğumuz 6,25 yıllık zaman dilimi gereği 2023 yılında dengelenme beklenmelidir. Modelin uygunluğunu gösteren tüm katsayılar oldukça uygun bir model belirlediğimizi teyit etmektedir.

Araştırmamızda değişkenler arasında uygulanan Granger Nedensellik analizinde değişkenler arasında Granger bağlamında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Bu veri TUFE oranları ile Gini katsayıları arasında nedensellik ilişkisi olmadığını göstermektedir. Bu veri TUFE oranlarının gelir adaletsizliği ile Granger anlamında bir nedensellik ilişkisinde olmadığını, geçmiş yıllardaki TUFE oranlarının sanılanın aksine gelir adaletsizliğini etkilemediğini göstermiştir.

Araştırmanın Hipotezlerinin Değerlendirilmesi

Araştırmada TÜFE oranı ile Gini katsayısı arasındaki ilişkileri ortaya çıkarmak için belirlenen hipotezlerde Gini katsayı verileri incelenen Doğu Marmara, Batı Marmara ve Marmara Geneli ile Yıllık TÜFE oranları arasında anlamlı ilişkiler var olduğu; bu bölgelerde hesaplanan Gini Katsayısının yıllık TÜFE oranına bağlı olarak doğrusal bir denklem ile ifade edilebileceği belirtilmişti. Oluşan denklem kullanılarak gelecekteki Gini değerlerinin tahmin edilebileceği öne sürülmüştü. Çalışmamızda yapılan incelemeler sonucunda geliştirilen hipotezlerin doğru olduğunu aşağıdaki üç denklem kanıtlamıştır:

$$1) \log \text{Gini-BMarmara} = (-0,422804) * \log \text{TUFE}$$

$$2) \log \text{Gini-DMarmara} = (-0,517522) * \log \text{TUFE}$$

$$3) \log \text{Gini-Marmara} = (-0,484571) * \log \text{TUFE}$$

Sonuç ve Tartışma

İncelenen üç bölge için oluşturulan doğrusal denklemler incelendiğinde katsayısı en büyük olan Batı Marmara Bölgesine ait denklem, en küçük olan ise Doğu Marmara bölgesine ait olan denklemdir. Bu veri, enflasyondaki değişimlerden en çok etkilenen bölgenin Batı Marmara bölgesi olduğunu göstermektedir. Bu bölgenin sanayiye dayalı yapısı, gelişmişlik düzeyi, tarıma açık alanlarının azlığı, nüfus yoğunluğu ve enflasyonun artışıyla birlikte Gini katsayısında, nispeten fazla artış yaşamasının nedenleri olarak yorumlanmıştır. Doğu Marmara Bölgesinde enflasyon artışının Gini katsayısında nispeten daha az artış yapması bölgenin hem sanayi hem tarımsal ve hayvansal ürünlerin üretim sahalarına yakın olması nedeniyle olduğu yorumlanmıştır.

Araştırmamızda ortaya çıkan veriler ışığında sanayi yoğun bölgelerde gelir adaletsizliğinin enflasyon artışından daha fazla etkilendiği, sanayi ve tarımsal üretimin yoğun olduğu bölgede enflasyondaki artışların gelir adaletsizliği üzerindeki etkisinin nispeten daha az olduğu belirlenmiş, bu bağlamda sanayi yoğun nüfus bölgelerinde enflasyon artışıyla bozulan gelir dağılımını düzeltecek tedbirlerin alınması önerilmiştir.

Kaynakça

Akalin, Özbek ve Çiftçi. (2018). Türkiye’de Gelir Dağılımı ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 59-76.

Baş,K. (2009). Küreselleşme ve Gelir Dağılımı Eşitsizliği. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 49-70.

Bozkurt,H.Y. (2013). *Zaman Serileri Analizi*. Bursa: **Ekin Yayınevi**.

Çağlayan. (2006). Enflasyon, Faiz Oranı ve Büyümenin Yurtiçi Tasarruflar Üzerindeki Etkileri. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*.

- Dağdemir ve Acaroğlu. (2011). Türkiye’de Bölgesel Gelir Dağılımının İller Düzeyinde Analizi. *Anadolu University Journal Of Social Sciences*, 39-55.
- Demirgil. (2018). Vergilerin Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkisi. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 118-131.
- Dişbudak ve Süslü. (1998). Türkiye’de Gelir Dağılımını Belirleyen Makroekonomik Faktörler. *Ekonomik Yaklaşım Dergisi*, 1-23.
- Erçakar ve Güvenoğlu. (2018). Türkiye’de Gelir Dağılımı Ve Sosyal Koruma Harcamalarına Bir Bakış. *Sosyal Bilimler Metinleri*, 38-53.
- Kamuriddin ve Jusoff. (2009). An ARDL Approach in Food and Beverages Industry Growth Process in Malaysia”, . *International Business Research*, Vol.2 No.3.
- Karabulut. (2014). Türkiye’de Kişisel Gelir Dağılımı Araştırmalarının Analizi . *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi*, 21-36.
- Karaman ve Özçalık. (2007). Türkiye’de Gelir Dağılımı Eşitsizliğinin Bir Sonucu: Çocuk İşgücü. *Yönetim ve Ekonom Dergisi*, 25-41.
- Kennedy,P. (2006). *Ekonometri Klavuzu*. Ankara: **Gazi Kitabevi**.
- Paseran,Shin ve Smith. (2001). Bounds Testing Approaches to he Analysis of Level Relationship. *Journal of Applied Econometrics*, 289-326.
- Philips.P.C.B. ve Perron,P. (1988). Testing For A Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 335-346.
- Stewart. (2000). Income Distribution And Development . *QEH Working Paper Series*, 1-36.
- Şengür ve Taban. (2016). Gelir Dağılımı-Tasarruf İlişkisi: Türkiye’de Hanehalkı Gelir Türünün Tasarruflar Üzerindeki Etkisi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 49-71.
- Tarı, R. (2005). *Ekonometri*. Kocaeli: **Kocaeli Üniversitesi Yayınları**.
- Tinbergen. (1956). On the Theory of Income Distribution . *Springer*, 155-175.
- Ulutürk ve Ersezer. (2005). Gelir, Gelir Dağılımı Yaklaşımları ve Devletin Rolü. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Maliye Araştırma Merkezi Konferansları*, (s. 87-105). İstanbul.
- Ünal ve Doğan. (2021). Türkiye’de Enflasyonun Gelir Eşitsizliğine Etkisinin Mikro Düzeyde Analizi. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 1-24.