

Kamu Borcunun Uzun Dönem Faiz Oranları Üzerindeki Etkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Ampirik Bir Uygulama

Sevilay KONYA* Mahmut Sami DURAN**

ÖZ

Kamu borçlarında meydana gelen artışlar, büyüme, bütçe açığı, enflasyon gibi pek çok ekonomik değişken üzerinde olumsuz etkilere yol açabilmektedir. Özellikle ortaya çıkan belirsizliklerle birlikte borçlanmanın ortaya çıkaracağı artan maliyet, faiz oranlarının yükselmesine yol açmaktadır. Öte yandan artan faiz oranları yatırım oranlarını azaltarak ekonomik büyüme oranlarının azalmasına yol açmaktadır. Bu nedenle kamu borcu, uzun dönem faiz oranları kanalıyla ülkelerin makroekonomik değişkenlerini de doğrudan etkileyen önemli faktörlerden biri olmaktadır. Uzun dönem faiz oranlarının kamu borcu üzerindeki etkisi bu çalışmanın amacını oluşturmaktadır. Bu amaçla çalışmamızda 15 OECD ülkesinde uzun dönem faiz oranı, kamu borcu, enflasyon ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi belirlemek için 1995-2020 dönemine ait yıllık verileri panel veri analizi yöntemleri ile test edilmiştir. Çalışmada uzun dönem faiz oranı ile kamu borcu arasında bir ilişki bulunamamıştır. Ancak nedensellik analizi sonucunda uzun dönem faiz oranı ile kamu borcu arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Uzun dönem faiz oranı, kamu borcu, panel veri

JEL Sınıflandırması: A10, H50, C32, C33

The Effect of Public Debt on Long-Term Interest Rates: An Empirical Application on OECD Countries

ABSTRACT

Increases in public debt may have negative effects on many economic variables such as growth, budget deficit and inflation. The increasing cost of borrowing, especially with the emerging uncertainties, leads to an increase in interest rates. On the other hand, increasing interest rates decrease investment rates and result in a decrease in economic growth rates. For this reason, public debt is a very important factor that directly affects the macroeconomic variables of countries through long-term interest rates. The effect of long-term interest rates on public debt is the aim of this study. For this aim, in our study, annual data for the period 1995-2020 were tested with panel data analysis methods to determine the relationship between long-term interest rate, public debt, inflation and economic growth in 15 OECD countries. In this study, no relationship was found between the long-term interest rate and public debt. However, as a result of the causality analysis, a mutual causality relationship was determined between the long-term interest rate and the public debt.

Key Words: Long term interest rate, government debt, panel data

JEL Classification: A10, H50, C32, C33

* Öğr. Gör. Dr., Selçuk Üniversitesi Taşkent Meslek Yüksekokulu, Finans Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, email: sevilaykonya@selcuk.edu.tr, ORCID Bilgisi: 0000-0002-0483-4139

** Öğr. Gör. Dr., Selçuk Üniversitesi Yunak Meslek Yüksekokulu, Finans Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, email: msduran@selcuk.edu.tr, ORCID Bilgisi: 0000-0003-3125-2596

(Makale Gönderim Tarihi: 02.11.2021 / Yayına Kabul Tarihi:08.02.2022)

Doi Number: 10.18657/yonveek.1017758

Makale Türü: Araştırma Makalesi

GİRİŞ

2008 küresel mali krizinin dünya çapında ortaya çıkardığı ekonomik durgunluktan bu zamana kadar, hükümetlerin gelirlerinde ciddi düşüşler yaşanırken buna paralel olarak bütçe açıkları giderek artmıştır (Hsing, 2010:227). Artan bütçe açıkları, uzun dönem faiz oranları kanalıyla pek çok makroekonomik değişkeni doğrudan olumsuz olarak etkilemiştir. Uzun dönem faiz oranları, firmaların yatırım kararlarının ve tasarruf birikimlerinin belirlemede önemli bir unsurdur. Bunun yanı sıra, hanehalkı tüketim davranışlarını etkilemekte, bu şekilde ülkelerin ekonomik büyümesinin ve enflasyon oranlarının önemli bir etkileyici unsuru olmaktadır. Bu nedenle, politika yapıcılar uzun dönem faiz oranları eğilimlerini dikkate alarak gelecekteki faiz oranlarına dayalı kararlar almak zorundadır (Afşar ve Doğan, 2017:104).

Ekonomi teorisinde kamu borçlarının uzun dönem faiz oranlarını çeşitli kanallar aracılığıyla etkilediğine dair pek çok tartışma bulunmaktadır. Bunlardan ilki, mali açıkların ulusal tasarruflara etki ederek uzun vadeli faiz oranlarını etkilediği yönündedir. Standart Neoklasik modele göre, mali açıklar ulusal tasarrufları azaltmakta ve toplam talebi artırmaktadır (Elmendorf and Mankiw, 1998). Bu durum daha yüksek bir devlet borcu arzı oluşturarak, reel faiz oranlarının yükselmesine yol açmaktadır (Baldacci and Kumar, 2010:3). İkinci etkileme kanalı ise Keynesyen ve Neoklasik modellere göre açıklanmaktadır. Bu modellerin görüşlerine göre; kamu borcundaki artış hane halkını daha zengin yaparak, hem üretimi hem de istihdamı teşvik etmekte, bu durum ise daha yüksek faiz oranlarına neden olmaktadır. Bununla birlikte, faiz oranlarının yükselmesi özel yatırımları dışlayarak uzun vadeli büyüme üzerinde olumsuz bir etki oluşturmaktadır (Kalulunia, 2002:1).

Neoklasik üretim fonksiyonu, borç ve faiz oranları arasındaki teorik bir bağlantıyı göstermek için kullanılabilir. Standart bir Cobb-Douglas üretim fonksiyonunu dikkate aldığımızda; devlet borcunda meydana gelen artış, özel sermaye miktarında bir azalmaya yol açmaktadır. Bu durum ise sermayenin marjinal ürününde bir artışa yol açmakta ve dolayısıyla reel (enflasyon oranına göre belirlenmiş olan) faizde bir artış anlamına gelmektedir. Borç ve faiz arasındaki bu ilişki aşağıdaki şekilde gösterilmektedir (Gamber ve Seliski, 2019:2).

$$\frac{\partial r}{\partial D/Y} = \frac{\alpha(1 - \alpha)c}{k^2}$$

Burada; α , sermayenin gelirden aldığı payı, r , reel faiz oranını, k sermayenin GSYH'ya olan oranını, Y , GSYH'yı ve D , devlet borcunu göstermektedir. c parametresi ise dışlama derecesini ifade etmektedir. $c = 1$ olur ise, özel sermayeden tamamen dışlanma söz konusu olur. Ancak, $c = 0$ ise yani Ricardian denkliği varsa veya yabancı sermaye akışı sonsuz derecede esnekse, hükümetin ek borç ihraç etmesinden dolayı özel sermayenin dışlanması söz konusu olmamaktadır. Denklem, borç / GSYH oranındaki yüzde bir puanlık artışın, reel faiz oranlarını yüzde $[\alpha (1 - \alpha) c / k^2]$ puan artıracak olduğunu göstermektedir (Gamber and Seliski, 2019:2). Literatürde yapılan pek çok çalışma da daha yüksek kamu

borcunun, yurtiçi tasarruflarda ve yurtdışından giren borçlardaki artış nedeniyle dışlama etkisi yaratacağını doğrulamaktadır.

Kamu borcu ile uzun dönem faiz oranı ilişkisini açıklayan bir diğer etkileme kanalı ise Ricardocu Denklik hipotezidir. Bu hipotez, neoklasik üretim fonksiyonunda ortaya koyulan dışlama etkisinin her zaman geçerli olmayacağını ortaya koymaktadır. Kamusal borçlardaki artış, getireceği vergi yükü ile uzun dönemde özel kesim de servet etkisine yol açmayacak, aksine faiz oranları üzerinde negatif etki ortaya çıkaracaktır (Barro, 1974: 1097).

Öte yandan ekonomik faaliyetlerin hızına bağlı olarak ortaya çıkan belirsizlik ile birleştiğinde, yaşanan büyük açıklar ve borç miktarlarındaki artışlar, hükümetlerin borçları geri ödeyebilme kabiliyetlerindeki endişeleri artırmaktadır. Bu durum kredi risk primlerinin ve devlet tahvilleri getirilerinin yükselmesine yol açmaktadır. Ayrıca finans sektöründe yaşanacak koşullu mali risklerin oluşması borçların sürdürülebilirliği endişesini daha da çok artırmaktadır (Baldacci and Kumar, 2010:4). Bu belirsizlik ve artan açıkların da faiz oranlarını artırması kaçılmaz olmaktadır.

Bu çalışmanın iki amacı bulunmaktadır. Bunlardan ilki, OECD ülkelerinde uzun dönem faiz oranı ve kamu borcu arasında herhangi bir ilişkinin bulunup bulunmadığını belirlemektir. İkincisi ise, diğer değişkenlerin (enflasyon ve ekonomik büyüme) herhangi bir açıklayıcı etkisi olup olmadığını araştırmaktır. Bu etkileri tespit edebilmek için çalışmada panel veri analizi yöntemleri kullanılmıştır.

Uzun dönem faiz oranları ile kamu borcu arasındaki ilişkiyi, panel verileri yıllık bir veri seti kullanarak analiz eden bu çalışmanın, aşağıdaki yönlerde literatüre katkı sağlayacağı ve tamamlayacağı düşünülmektedir. İlk olarak bilginiz dahilinde daha önce test edilmemiş olan 1995-2020 dönemini OECD ülkelerinde analiz etmektedir. İkinci olarak ise kullandığımız heterojen panel veri yöntemleri ve nedensellik analizi yöntemi açısından diğer çalışmalardan farklılık arz etmektedir.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde geniş bir literatür taraması yapılmaktadır. İkinci bölümde veri toplama ve tanımlayıcı istatistikler sunulmakta, üçüncü bölümün konusunu ise ekonometrik yöntemler ve ampirik sonuçlar oluşturmaktadır. Çalışmanın sonuç bölümünde ise, ekonometrik analizden elde edilen bulguların eşliğinde önerilere yer verilmektedir.

I. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Kamu harcamaları ve uzun dönem faiz oranları arasındaki ilişkiyi araştıran literatürde birçok çalışma bulunmaktadır. Ancak elde edilen bulgular ekonomik yapıya göre farklılaşabilmektedir. Tanzi ve Lutz (1991), 1970-1987 yılları arasında G7 ülkelerinde OLS tahmin yöntemi kullanılan çalışmalarında, kamu borcundaki artışın uzun dönem faiz oranlarını 150 baz puan artırdığını göstermektedirler. Kalulumia (2002), Birleşik Devletler, Almanya, Birleşik Krallık ve Kanada'da kamu borcunun faiz oranları üzerindeki etkisini ECM yöntemini kullanarak araştırmıştır. 1957-1993 arası yıllarda çeyrek dönemler için veriler kullanılan çalışmada, incelenen dört ülkenin tümü için kamu borcu ve uzun dönem faiz oranı değişkenleri arasında nedensellik olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Ardagna (2004), kamu borçlarının uzun vadeli faiz oranları üzerindeki etkilerini araştırmıştır. 1960-2002 yıllarında 16 OECD ülkesinde panel analiz tahmincisi kullanılmaktadır. Elde edilen bulgular, kamu borcunun faiz oranları üzerindeki etkisinin doğrusal olmadığını göstermektedir. Kinoshita (2006), kamu borcu ile uzun dönem faiz oranları arasındaki ilişkiyi 19 OECD ülkesinde panel veri analizi kullanarak incelemiştir. Çalışmada 1971-2004 arası dönemde havuzlanmış en küçük kareler yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen ampirik bulgular, kamu borcu / GSYİH oranında bir puanlık bir artışın, reel uzun vadeli faiz oranını yaklaşık 2 baz puan artırdığını göstermiştir.

Paesani vd. (2006), 1983-2003 yıllarını kapsayan dönemde ABD, Almanya ve İtalya ekonomilerinde kamu borçlarının uzun dönem faiz oranlarını nasıl etkilediğini araştırmaktadırlar. Çalışmada analiz yöntemi olarak VAR ve SVEC modelleri kullanmışlardır. Her üç ülkenin finansal güçlerine göre etkiler değişiklik gösterse de, değişkenler arasında güçlü ve pozitif ilişki doğrulanmaktadır. Demir ve Sever (2008), Türkiye’de 1987-2007 dönemi için kamu borçlarının makroekonomik dengeler üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. Johansen eşbütünlük ve VEC modeli kullanılan çalışmada, kamu iç borç değişkeninde %1 birim şok olması faiz oranlarını pozitif etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Laubach (2009), kamu borcunun faiz oranları üzerindeki etkisini 1976-2006 yıllarını kapsayan bir projeksiyon da incelemiştir. Çalışmanın sonuçları GSYİH’nın bir yüzdesi olarak borçtaki her 0-30 baz puanlık artışın faiz oranları üzerinde yaklaşık 3 ila 4 baz puan arasında değişiklik yarattığını göstermektedir.

Hsing (2010), kamu borcu ile uzun dönem faiz oranı arasındaki ilişkiyi Polonya için araştırmıştır. 2001-2009 yılları arasında çeyrek dönemleri kapsayan çalışmada ADF birim kök ve Newey-West en küçük kareler yöntemi analizleri yapmıştır. Çalışmada daha yüksek kamu borcunun daha uzun vadeli faiz oranlarına yol açtığı sonucuna ulaşmıştır. Marattin ve Salotti (2010), 11 EMU (Yunanistan, Avusturya, Belçika, Finlandiya, İrlanda, İtalya, Fransa, Almanya, Hollanda, Portekiz ve İspanya) ülkesinde 1970-2008 döneminde kamu borcu ile faiz oranları arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Panel VAR modeli kullanılan çalışmada, reel borç stoğunda meydana gelen %1 artışın, uzun vadeli faiz oranını pozitif etkilediği sonucunu bulmuşlardır.

Baldacci ve Kumar (2010), 1980-2008 yılları arasını kapsayan çalışmada uzun dönem faiz oranları ile kamu borcu arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada 31 gelişmiş ve gelişmekte olan piyasa ekonomisi için panel GMM tahminci yöntemi kullanmışlardır. Elde edilen bulgular daha yüksek kamu borcunun uzun dönem faiz oranlarında artışa yol açtığı yönündedir. Marattin vd. (2011), çalışmalarında 1983-2009 dönemini ele alarak ABD, Almanya ve İtalya’da kamu borç birikiminin uzun vadeli faizler üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. VEC ve VAR modelleri kullanılan çalışmada elde edilen bulgulara göre kamu borcundaki %1’lik artış miktarı uzun vadeli uzun dönem faiz oranlarında Almanya’da %7 baz puan, İtalya’da %11 baz puan olmaktadır. ABD’de bu etki ise %13 baz puan azalışı olarak görülmüştür.

Chadha vd. (2013), ABD’de kamu borcu ile uzun dönem faiz oranları arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. 1976-2006 yıllarını kapsayan çalışmada OLS tahmincisi kullanmışlardır. Çalışmada kamu borcunun ortalama vadesinin bir yıl düşürülmesinin, 5-10 yıllık vadeli getiriyi 130 ile 150 baz puan arasında düşüreceği tahmin etmişlerdir. Hassan ve Nassar (2015), çalışmalarında İngiltere, ABD, Fransa, Japonya ve Almanya’da uzun dönem faiz oranları ile kamu borcu arasındaki ilişkiyi belirlemek için zaman serisi analizi uygulamışlardır. Çalışma sonucuna göre ülkelerin herhangi bir tanesi için değişkenler arasında bir ilişki tespit edilememiştir.

Ogawa vd. (2016), 1995 – 2013 arası dönemde 31 AB ve OECD ülkesinde kamu borçlarının uzun dönem faiz oranları ilişkisini araştırmışlardır. Yüksek borçlu ülkelerde, uzun vadeli reel faiz oranındaki artışlar kamu borcunu ve büyümeyi olumsuz etkilemektedir. Afşar ve Doğan (2017), 33 OECD ülkesinde uzun dönem faiz oranlarının belirleyicilerini açıklamaya çalışmışlardır. 2006-2014 dönemini ele alarak AMG (Genişletilmiş Ortalama Grup) tahmin yöntemi kullanılan çalışmada, kamu borçlarında meydana gelecek değişikliklerin uzun dönem faiz oranları üzerinde negatif ve anlamlı etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Beetsma vd. (2017), 16 OECD ülkesinde 1980-2007 dönemlerinde uzun dönem faiz oranları ile kamu borcu ilişkisini incelemiştir. Panel VAR yöntemi kullanılarak elde edilen analiz sonuçları kamu borcunun vadesinde gerçekleşen bir yıllık artışın, uzun vadeli faiz oranını ortalama 20-30 baz puan düşürdüğünü göstermiştir. Gamber ve Seliski (2019), çalışmalarında stotastik bir genel denge modeli kullanarak kamu borcunun faiz oranı üzerindeki uzun dönem etkisini araştırmışlardır. Elde etmiş oldukları bulgular, GSYH’nın bir yüzdesi olarak borçtaki her 1 puanlık artış faiz oranları üzerinde yaklaşık 2 ila 3 baz puan arasında değişikliğe neden olmaktadır.

Tablo 1’de literatürde uzun dönem faiz oranları ile kamu borcu ilişkisini inceleyen çalışmaların özetine yer verilmektedir.

Tablo 1. Literatür Özeti Tablosu

Yazar/Yıl	Dönem	Ülke	Yöntem	Sonuç
Tanzi ve Lutz(1991)	1970-1987	G7 ülkeleri	OLS tahmincisi	Kamu borcundaki artışın uzun dönem faiz oranlarını 150 baz puan artırır.
Kalulumia (2002)	1957-1993	Birleşik Devletler, Almanya, Birleşik Krallık ve Kanada	ECM modeli	Kamu borcu ve uzun dönem faiz oranı değişkenleri arasında nedensellik yoktur.
Ardagna vd. (2004)	1960-2002	16 OECD ülkesi	Panel analizi	Kamu borcunun faiz oranları üzerindeki etkisi doğrusal değildir.
Kinoshita (2006)	1971-2004	19 OECD ülkesi	Panel analizi	Kamu borcundaki artış uzun dönem faiz oranlarını artırır.
Paesani vd. (2006)	1983-2003	Almanya, ABD ve İtalya’da	VAR ve SVEC model	Kamu borcu ve uzun dönem faiz oranı değişkenleri arasında güçlü ve pozitif ilişki vardır.
Demir ve Sever (2008)	1987-2007	Türkiye	Johansen eşbütünlük ve VEC modeli	Kamu iç borç değişkeninde %1 birim şok olması faiz oranlarını pozitif etkiler.

Laubach (2009)	1976-2006	ABD	DOLS tahmincisi	Kamu borcu ile uzun dönem faiz oranı değişkeni arasında anlamlı bir ilişki söz konusudur.
Hsing (2010)	2001-2009	Polonya	ADF ve Newey-West en küçük kareler yöntemi	Daha yüksek kamu borcu daha uzun vadeli faiz oranlarına yol açar.
Marattin ve Salotti (2010)	1970-2008	11 EMU Ülkesi	Panel VAR tahmincisi	Reel borç stoğunda meydana gelen %1 artışın, uzun vadeli faiz oranını pozitif etkiler.
Baldacci ve Kumar (2010)	1980-2008	31 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke	Panel GMM tahmincisi	Daha yüksek kamu borcu uzun dönem faiz oranlarında artışa yol açar.
Marattin vd. (2011)	1983-2009	İtalya, Almanya ve ABD	VEC ve VAR Modeli	Kamu borcundaki artış Almanya ve İtalya'da uzun dönem faiz oranlarını artırırken, ABD'de azaltır.
Chadha vd. (2013)	1976-2006	ABD	OLS tahmincisi	Kamu borcu ile uzun dönem faiz oranı arasında doğru orantı vardır.
Hassan ve Nassar (2015)	1970-2011	İngiltere, ABD, Almanya Japonya ve Fransa	Zaman Serisi Analiz Yöntemi	Kamu borcu ile uzun dönem faiz oranı arasında herhangi bir ilişki yoktur.
Ogawa vd. (2016)	1995-2013	31 AB ve OECD ülkesi	Panel analizi	Yüksek borçlu ülkelerde, uzun vadeli reel faiz oranındaki artışlar kamu borcunu ve büyüme olumsuz etkiler.
Afşar ve Doğan (2017)	2006-2014	33 OECD ülkesi	Panel AMG tahmincisi	Kamu borcu ile uzun dönem faiz oranı arasında negatif ve anlamlı bir ilişki vardır.
Beetsma vd. (2017)	1980-2007	16 OECD ülkesi	Panel VAR tahmincisi	Kamu borcundaki artış uzun dönem faiz oranlarını düşürür.
Gamber ve Seliski (2019)	1976(1)-2007(8) ve 1976(1)-2017(6)	ABD	Genel Denge Modeli	Kamu borcu ile uzun dönem faiz oranı değişkeni arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kaynak: Yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

II. MODEL VE VERİ

Çalışmamızda verisine ulaşılabilen 15 OECD ülkesi (Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İtalya, Lüksemburg, Hollanda, Portekiz, İspanya, İsveç, İngiltere ve ABD) incelenmiştir. 1995-2020 dönemi yıllık verilerini kapsayan çalışmamızda kullanılan uzun dönem faiz oranları (long term interest rate) verileri EUROSTAT veri tabanından, kamu borcu(GSYH'nın yüzdesi) (government debt (% of GDP)) verileri OECD ve EUROSTAT veri tabanından, GSYH büyüme (GDP growth) verileri World Development Indicators- World Bank veri tabanından, Tüketici Fiyatları Endeksi(Tüm kalemler, yüzde değişim, bir önceki yıla karşılık gelen, yüzde) (Consumer Price Index (All items, percent change, corresponding previous year, percent)) verileri International Financial Statistics (IFS)-International Monetary Fund (IMF) veri tabanından elde edilmiştir. Model tahminleri ve ekonometrik testler Eviews 10, Gauss 9 ve Stata 13 istatistik yazılım programları kullanılarak yapılmaktadır.

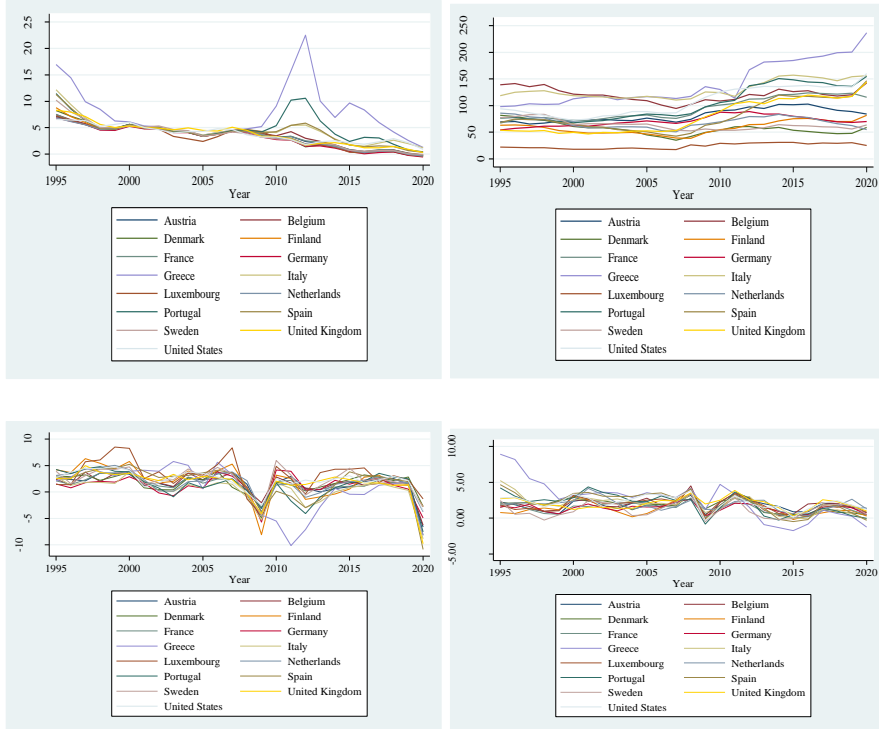
İlk olarak, modelin ve değişkenlerin yatay kesit bağımlılık içerip içermediği tespit edilmiştir. Bu çalışma ile kamu borcunun uzun dönem faiz oranları üzerindeki etkisinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu çerçevede modele açıklayıcı değişken olarak ekonomik büyüme ve enflasyon da eklenmiştir. Modelde seriler yalın formda kullanılmıştır. Bu amaca yönelik genel regresyon modeli şu şekilde belirtilmiştir:

$$LONG = a_{0i} + a_{1i}GD_{it} + a_{2i}GDP_{it} + a_{3i}INF + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada i ülkeleri ve t zaman periyodunu gösterir. LONG; uzun dönem faiz oranlarını, GD; Government Debt (% of GDP), GDP; GDP growth, INF; enflasyonu ifade etmektedir. Değişkenler yüzde değere sahip olması nedeniyle logaritması alınmadan modele dahil edilmiştir.

Şekil 1’de modele dahil edilen ülkelerde uzun dönem faiz oranları, kamu borcu, ekonomik büyüme ve enflasyonun 1995-2020 döneminde seyri gösterilmiştir.

Şekil 1. Uzun Dönem Faiz Oranı, Kamu Borcu, Ekonomik Büyüme ve Enflasyon, 1995-2020



Bu çalışmada yıllık seriler kullanılmıştır. Tablo 2 tanımlayıcı istatistikleri göstermektedir.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

Ülke	İstatistik	LONG	GD	GDP	INF
Avusturya	Ortalama	81.60385	3.340385	1.549245	1.797216
	Ortanca	75.25000	3.870000	2.041518	1.837253
	Standart Sapma	12.42979	2.064323	2.254058	0.720332
	Maksimum Değer	102.5000	7.140000	3.727415	3.286579
	Minimum Değer	65.40000	-0.220000	-6.590410	0.506309
Belçika	Ortalama	120.5808	3.493462	1.564158	1.820256
	Ortanca	120.1500	4.025000	1.745789	1.807132
	Standart Sapma	12.68170	2.055403	2.046304	0.979908
	Maksimum Değer	142.4000	7.480000	3.793658	4.489444
	Minimum Değer	94.60000	-0.150000	-6.283930	-0.053146
Danimarka	Ortalama	56.53462	3.340385	1.572265	1.709579
	Ortanca	56.40000	3.700000	2.196903	1.884936
	Standart Sapma	11.54158	2.345202	1.988283	0.862021
	Maksimum Değer	81.60000	8.270000	3.913008	3.416268
	Minimum Değer	34.60000	-0.360000	-4.906548	0.250000
Finlandiya	Ortalama	58.42692	3.380769	2.091740	1.362622
	Ortanca	58.15000	3.760000	2.694935	1.123026
	Standart Sapma	12.03038	2.281703	3.074842	1.088365
	Maksimum Değer	81.60000	8.790000	6.333796	4.065954
	Minimum Değer	38.20000	-0.220000	-8.074447	-0.207929
Fransa	Ortalama	93.82308	3.354615	1.275188	1.350494
	Ortanca	82.30000	3.725000	1.728042	1.582952
	Standart Sapma	20.74813	2.017718	2.327686	0.739455
	Maksimum Değer	123.7000	7.540000	3.923669	2.812862
	Minimum Değer	67.30000	-0.150000	-8.114907	0.037514
Almanya	Ortalama	70.75385	3.053077	1.158710	1.396144
	Ortanca	69.25000	3.555000	1.518039	1.477224
	Standart Sapma	9.857636	2.127490	2.258012	0.602904
	Maksimum Değer	88.90000	6.850000	4.179882	2.628382
	Minimum Değer	54.20000	-0.510000	-5.693836	0.312738
Yunanistan	Ortalama	140.5769	7.678846	0.574054	2.582770
	Ortanca	117.2000	6.040000	1.707826	3.025015
	Standart Sapma	40.99720	4.944340	4.402484	2.714194
	Maksimum Değer	236.5000	22.50000	5.794532	8.934511
	Minimum Değer	97.80000	1.270000	-10.14931	-1.736037
İtalya	Ortalama	129.8769	4.487692	0.327656	1.891957
	Ortanca	124.5000	4.315000	1.104261	1.970189
	Standart Sapma	16.43402	2.373164	2.623099	1.280237
	Maksimum Değer	156.9000	12.21000	3.786955	5.235423
	Minimum Değer	110.2000	1.170000	-8.871146	-0.137708
Lüksemburg	Ortalama	23.88462	3.118462	3.220602	1.811579
	Ortanca	22.95000	3.235000	3.392310	1.805508
	Standart Sapma	4.945842	2.134615	3.024747	0.913986
	Maksimum Değer	30.60000	7.230000	8.481000	3.410683
	Minimum Değer	17.40000	-0.410000	-4.358607	0.290833
Hollanda	Ortalama	68.44615	3.218077	1.839461	1.883260

	Ortanca	67.15000	3.735000	2.110600	1.941180
	Standart Sapma	10.43614	2.059788	2.211157	0.824244
	Maksimum Değer	85.50000	6.900000	5.034048	4.155841
	Minimum Değer	50.50000	-0.380000	-3.741328	0.316667
Portekiz	Ortalama	102.8577	4.942692	1.205704	2.005750
	Ortanca	84.20000	4.470000	1.790391	2.352728
	Standart Sapma	32.09414	2.738216	2.883738	1.433381
	Maksimum Değer	155.1000	11.47000	4.807963	4.369903
	Minimum Değer	67.70000	0.410000	-7.563616	-0.835530
İspanya	Ortalama	80.60769	4.215000	1.700815	2.153041
	Ortanca	70.90000	4.280000	2.865568	2.378174
	Standart Sapma	29.12330	2.388650	3.424616	1.499978
	Maksimum Değer	146.8000	11.27000	5.245995	4.673803
	Minimum Değer	42.40000	0.380000	-10.83895	-0.500461
İsveç	Ortalama	63.71923	3.522692	2.323410	1.166285
	Ortanca	62.90000	3.540000	2.612861	0.941706
	Standart Sapma	8.931025	2.525191	2.344068	1.061067
	Maksimum Değer	83.20000	10.24000	5.952107	3.437049
	Minimum Değer	52.60000	-0.040000	-4.339791	-0.494461
İngiltere	Ortalama	78.77308	3.825000	1.658857	2.013865
	Ortanca	59.60000	4.415000	2.323427	2.025434
	Standart Sapma	31.54597	2.176247	2.839579	0.785733
	Maksimum Değer	144.1000	8.320000	4.975295	3.856112
	Minimum Değer	46.80000	0.320000	-9.790240	0.368047
Amerika	Ortalama	108.0038	3.829615	2.260024	2.171458
	Ortanca	98.05000	3.825000	2.544870	2.229061
	Standart Sapma	26.83625	1.627077	1.925478	0.986008
	Maksimum Değer	160.3000	6.570000	4.753236	3.839100
	Minimum Değer	72.10000	0.880000	-3.486140	-0.355546
Tüm Panel	Ortalama	3.920051	85.23128	1.621459	1.807752
	Ortanca	4.125000	76.60000	2.016709	1.798181
	Standart Sapma	2.700869	36.70649	2.755070	1.238833
	Maksimum Değer	22.50000	236.5000	8.481000	8.934511
	Minimum Değer	-0.510000	17.40000	-10.83895	-1.736037

Tablo 2’de bağımlı ve açıklayıcı değişkenlerin ortalama, medyan, standart sapma, maksimum ve minimum değerleri gösterilmektedir. Kamu borcu (GD) değişkeninin diğer değişkenlerden standart sapma değerinin daha yüksek olduğu görülmektedir. Enflasyon ve ekonomik büyüme değerinin dönem dönem negatif değerler aldığı tablodan anlaşılmaktadır.

III. METODOLOJİ VE AMPİRİK SONUÇLAR

Çalışmamızın bu bölümde kurulan modelin ve değişkenlerin yatay kesit bağımlılık içerip içermediğinin belirlenmesinin ardından homojenlik testi uygulanacaktır. Yatay kesit bağımlılığın ve heterojenliğin belirlenmesinin ardından heterojenlik ve yatay kesit bağımlılığa izin veren panel veri analizi yöntemleri ile kamu borcunun uzun dönem faiz oranı üzerindeki etkisi araştırılacaktır.

A. Yatay Kesit Bağımlılık Testi

Yatay kesit bağımlılığı, uzamsal veya taşma etkileri nedeniyle ortaya çıkabilir veya gözlemlenmeyen (veya gözlemlenemeyen) ortak faktörlere bağlı olabilir. Durağan olmayan panel veriler üzerine yapılan son araştırmaların çoğu bu soruna odaklanmıştır (Baltagi ve Pesaran, 2007: 229). Petrol fiyat şokları ve konjonktür dalgalanmaları gibi yatay kesit bağımlılığı, birçok ekonomik veri için oldukça yaygındır ve doğru bir şekilde açıklanmadığı takdirde tahminlerde yanlışlığa ve tutarsızlığa neden olabilir (Huang, 2008: 219). Bu nedenle yatay kesit bağımlılığı varlığını belirleyebilmek için yatay kesit bağımlılık testleri uygulanmıştır.

Breusch ve Pagan (1980), denklem hata katsayıları karesel pair-wise korelasyonunun ortalamasına dayanmaktadır. Yatay kesit boyutunun (N) zaman boyutundan (T) küçük olması halinde bu test uygulanabilmektedir. Test, aşağıdaki LM istatistiğine dayanmaktadır (Pesaran, 2004):

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

Burada \hat{p}_{ij}^2 , hata terimlerinin pair-wise korelasyonunun örnek tahminidir.

Pesaran (2004), özellikle N büyük ve T küçük olduğunda bir kesit bağımlılığı testine açıkça ihtiyaç bulunduğunu ifade etmektedir. Pesaran (2004), LM testinde kullanılan kareleri yerine pair-wise korelasyon katsayılarına dayanan aşağıdaki basit alternatif önermektedir:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=j}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{p}_{ij} \right) \quad (3)$$

Pesaran (2004), asimptotik olarak normal dağılım gösteren ve CD_{LM} testinin ölçeklendirilmiş versiyonu olan CD_{LM2} testini geliştirmiştir. Test CD_{LM} testine benzer şekilde yatay kesit boyutunun (N) zaman boyutundan (T) küçük durumlarda uygulanabilmektedir. Aynı zamanda CD_{LM2} testi zaman (T) ve yatay kesit boyutunun (N) büyük olduğu durumlarda da uygulanabilmektedir. Bununla birlikte, bu testin ampirik uygulamalarda sıklıkla ortaya çıkabilecek bir durum olan N büyük ve T küçük için önemli boyut bozulmaları sergilemesi muhtemeldir. Test, aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$CD_{LM2} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{p}_{ij}^2 - 1) \quad (4)$$

Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen bias-adjusted LM test istatistiği (LM_{adj}) testi küçük örneklem gruplarına da uygulanabilmektedir. Bias-adjusted LM test istatistiği şu şekilde hesaplanabilir:

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

Tablo 3. Değişkenlere İlişkin Yatay Kesit Bağımlılık Testi Sonuçları

	LONG		GD		GDP		INF	
	İstatistik	p-değeri	İstatistik	p-değeri	İstatistik	p-değeri	İstatistik	p-değeri
CD_{lm} (BP,1980)	286.950	0.000***	1264.207	0.000***	260.303	0.000***	160.448	0.000***
CD_{lm} (Pesaran, 2004)	12.556	0.000***	79.993	0.000***	10.717	0.000***	3.826	0.000***
CD (Pesaran, 2004)	-1.718	0.043**	11.527	0.000***	-2.058	0.020**	-3.049	0.001***
LM_{adj} (PUY, 2008)	11.270	0.000***	4.649	0.000***	2.968	0.001***	3.735	0.000***

Açıklamalar: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$

Tablo 3'te değişkenlere ilişkin yatay kesit bağımlılığı testi sonuçları gösterilmektedir. Değişkenler için uygulanan yatay kesit bağımlılık testlerinin sonuçları, değişkenlerin yatay kesit bağımlılık içerdiğini göstermektedir.

Tablo 4. Modele İlişkin Yatay-Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

Regresyon Modeli:		
$LONG = a_{0i} + a_{1i}GD_{it} + a_{2i}GDP_{it} + a_{3i}INF + \epsilon_{it}$	İstatistik	p-değeri
LM (BP,1980)	1021.603	0.000***
CD_{lm} (Pesaran, 2004)	19.888	0.000***
CD (Pesaran, 2004)	21.231	0.000***
LM_{adj} (PUY, 2008)	26.804	0.000***

Açıklamalar: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$

Tablo 4'te modele ilişkin yatay kesit bağımlılığı testi sonuçları gösterilmektedir. Model için uygulanan yatay kesit bağımlılık testlerinin sonuçları, yüzde 1 anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımsızlığının sıfır hipotezini reddedebileceğimizi göstermektedir. Yani modelimiz yatay kesit bağımlılık içermektedir.

B. Homojenlik Testi

Panel veri modellerinde yatay kesitlerin homojenliğini belirleyebilmek için Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilmiş olan delta testi uygulanmaktadır. Bu test, kesit boyutunun zaman serisi boyutuna göre büyük olabileceği panel veri modellerine uygulanabilen Swamy'nin (1970) erken çalışmasına dayanan testinin geliştirilmiş şeklidir. Kesin olarak dışsal regresörlere sahip ancak normal olmayan hatalara sahip modellerde, N ve T'nin görece genişleme oranlarında kısıtlamaya bağlı olarak Δ testinin her iki versiyonunun da $(N, T) \xrightarrow{j} \infty$ olarak standart normal dağılıma eğilimli olduğu gösterilmiştir. Hatalar normal olarak dağıtıldığında, Δ_{adj} ve Δ_{adj} ile gösterilen ortalama varyans sapma ayarlı versiyonları, N ve T'nin bağlı genişleme oranları üzerinde herhangi bir kısıtlama

olmaksızın Δ_{adj} olarak geçerli oldukları önerilmektedir. Homojenlik testinin uygulanmasına ilişkin denklemler şu şekildedir:

$$\Delta = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\hat{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (6)$$

$$\hat{\Delta} = \frac{N^{-1}\hat{S} - E(\hat{Z}_{iT})}{\sqrt{Var(\hat{Z}_{iT})}} \quad (7)$$

Denklemlerde T zaman boyutunu, k açıklayıcı değişken sayısını, N yatay kesit boyutunu ve \hat{S} Swamy testini göstermektedir.

Tablo 5. Homojenlik Testi Sonuçları

Regresyon Modeli:		
$LONG = a_{0i} + a_{1i}GD_{it} + a_{2i}GDP_{it} + a_{3i}INF + \varepsilon_{it}$	İstatistik	P-değeri
$\hat{\Delta}$	12.418	0.000***
$\hat{\Delta}_{adj}$	13.757	0.000***

Açıklamalar: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$

Tablo 5'de $\hat{\Delta}$ ve $\hat{\Delta}_{adj}$ test istatistikleri gösterilmektedir. Test sonuçlarına göre, panele ait kesitlere özgü eğim katsayılarının homojen olduğuna dair kurulan sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Yani panele ilişkin katsayılar heterojendir.

Yatay kesit bağımlılığının ve kesitlerin heterojen olduğunun bulunmasının ardından yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve heterojen tahmine dayalı birim kök testi ve eşbütünleşme yöntemleri kullanılacaktır.

C. Panel Birim Kök Testleri

İkinci nesil panel birim kök testleri panel birimlerinin yatay kesit içerdiği durumlarda kullanılmaktadır. Verilerimizde hem yatay kesit bağımlılığını hem de eğim heterojenliğini belirlediğimiz için Pesaran'ın (2007) yatay kesitsel olarak artırılmış panel birim kök testi (CIPS testi) kullandık. CIPS birim kök testi, IPS testinin kesitsel olarak artırılmış bir versiyonu olarak tanımlanabilir (Pesaran, 2007):

$$CIPS(N, T) = t - bar = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (8)$$

Tablo 6. CIPS Birim Kök Testi Sonuçları

	Lags	Sabit			Sabit ve Trend		
		t-bar	Z-t bar	P-value	t-bar	Z-t bar	P-value
LONG	0	-1.350	1.676	0.953	-2.997	-2.821	0.002***
	1	-1.682	0.351	0.637	-3.057	-3.070	0.001***
	2	-0.870	3.595	1.000	-3.609	-5.367	0.000***
	3	-0.385	5.531	1.000	-2.863	-2.263	0.012**
	4	0.008	7.101	1.000	-2.005	1.313	0.905
GD	0	-0.793	3.902	1.000	-1.219	4.584	1.000
	1	-0.848	3.682	1.000	-1.339	4.087	1.000
	2	-1.107	2.646	0.996	-1.672	2.698	0.997
	3	-0.995	3.093	0.999	-1.477	3.512	1.000
	4	-0.459	5.233	1.000	-0.891	5.952	1.000
GDP	0	-2.895	-4.492	0.000***	-2.883	-2.343	0.010**
	1	-2.830	-4.231	0.000***	-2.858	-2.239	0.013**
	2	-2.643	-3.487	0.000***	-2.707	-1.614	0.053*

	3	-2.336	-2.259	0.012**	-2.360	-0.167	0.434
	4	-1.676	0.377	0.647	-1.473	3.528	1.000
INF	0	-2.977	-4.820	0.000***	-3.497	4.901	0.000***
	1	-2.705	-3.731	0.000***	-3.508	-4.949	0.000***
	2	-1.867	-0.387	0.350	2.771	-1.878	0.030**
	3	-2.057	-1.144	0.126	-2.620	-1.250	0.106
	4	-1.896	-0.504	0.307	-2.653	-1.386	0.083*
		Sabit			Sabit ve Trend		
	Lags	t-bar	Z-t bar	P-value	t-bar	Z-t bar	P-value
ΔLONG	0	-4.365	-10.363	0.000***	-4.251	-8.043	0.000***
	1	-3.954	-8.722	0.000***	-3.893	-6.549	0.000***
	2	-3.180	-5.631	0.000***	-3.096	-3.231	0.001***
	3	-3.162	-5.557	0.000***	-3.045	-3.018	0.001***
	4	-2.300	-2.115	0.017**	-2.109	0.880	0.811
ΔGD	0	-4.365	-10.363	0.000**	-4.251	-8.043	0.000***
	1	-3.954	-8.722	0.000**	-3.893	-6.549	0.000***
	2	-3.180	-5.631	0.000***	-3.096	-3.231	0.001***
	3	-3.162	-5.557	0.000***	-3.045	-3.018	0.001***
	4	-2.300	-2.115	0.017**	-2.109	0.880	0.811
ΔGDP	0	-4.458	-10.733	0.000***	-4.437	-8.815	0.000***
	1	-3.230	-5.830	0.000***	-3.185	-3.602	0.000***
	2	-2.680	-3.634	0.000***	-2.636	-1.317	0.094*
	3	-2.805	-4.132	0.000***	-2.759	-1.830	0.034
	4	-1.732	0.152	0.561	-1.731	2.453	0.993
ΔINF	0	-5.396	-14.478	0.000***	-5.334	-12.550	0.000***
	1	-4.372	-10.391	0.000***	-4.277	-8.149	0.000***
	2	-3.337	-6.257	0.000***	-3.238	-3.823	0.000***
	3	-2.660	-3.554	0.000***	-2.545	-0.937	0.174
	4	-2.690	-3.674	0.000***	-2.443	-0.513	0.304

Açıklamalar: CIPS istatistiği kritik değerleri, sabitli modelde -2.140 (cv10), -2.250 (cv5) ve -2.450 (cv1); sabit ve trendli modelde -2.660 (cv10), -2.760 (cv5) ve -2.960 (cv1). Δ birinci farkı göstermektedir. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

Tablo 6'da CIPS birim kök testi istatistik sonuçları sabit ve sabit ve trend içeren model olarak gösterilmektedir. Değişkenlerin birinci farkı alındığında t-bar (CIPS) istatistiği cv1, cv5 ve cv10 kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olduğundan seri durağanlaşmıştır. Z-t bar istatistiğinin probabilitate değerlerine göre de serilerin birinci farkı alındığı zaman durağanlaştığı görülmektedir.

Hadri ve Kurozumi (2012) birim kök testi hem paneli meydana getiren birimler arasındaki yatay kesit bağımlılığını dikkate almakta hem de seriyi oluşturan ortak faktörlerden kaynaklanan birim kökü göz önüne almakta ve ortak faktörlere izin vermektedir. Hadri ve Kurozumi (2012) birim kök testinin temel hipotezleri şu şekildedir;

H_0 : seride birim kök yoktur.

H_1 : seride birim kök vardır.

şeklinde kurulmaktadır (Göçer, 2013: 228). Hadri ve Kurozumi (2012) birim kök testi takip eden modelden yola çıkılarak tahmin edilmektedir:

$$y_{it} = z_t' \delta_i + f_t \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\varepsilon_{it} = \phi_{i1} \varepsilon_{it-1} + \dots + \phi_{ip} \varepsilon_{it-p} + v_{it} \quad (10)$$

i = 1 için, . . . , N ve t = 1, . . . , T, burada zt deterministiktir. Literatürde yaygın olarak kullanılan zt spesifikasyonu $z_t = z_t^\mu = 1$ veya $z_t = z_t^T = [1, t]'$

şeklinde. Hadri ve Kurozumi (2012) birim kök testinde, bu iki durumu ele alınmaktadır. Buna göre, $z = 1$ olduğunda $\delta_i = a_i$ ve $z = [1, t]'$ olduğunda $\delta_i = [a_i, \beta_i]'$ olarak tanımlanmaktadır. Model (1)'de, $z_t'\delta_i$ bireysel etkidir, f_t tek boyutlu gözlemlenmeyen bir ortak faktördür, γ_i yüklenme faktörüdür ve ε_{it} , bireysel spesifik (özel) hata, bir AR(p) sürecini takip eder.

Sul vd. (2005) tarafından önerilen yeni kesme kuralı kullanılarak ilk önce her i için \bar{y}_t gecikmeleriyle artırılan AR(p) modelini en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmektedir:

$$y_{it} = z_t'\hat{\delta}_i + \hat{\phi}_{i1}y_{it-1} + \dots + \hat{\phi}_{ip}y_{it-1} + \hat{\psi}_{i0}\bar{y}_t + \dots + \hat{\psi}_{ip}\bar{y}_{t-p} + \hat{v}_{it} \quad (11)$$

Bu eşitlikte uzun dönem varyansın tahmin edicisi;

$$\hat{\sigma}_{iSPC}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{vi}^2}{(1 - \hat{\phi}_i)^2} \text{ burada } \hat{\phi}_i = \min \left\{ 1 - \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{j=1}^p \hat{\phi}_{ij} \right\} \text{ ve } \hat{\phi}_{vi}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it}^2$$

$$Z_{SPC}^A = \frac{1}{\hat{\sigma}_{iSPC}^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^\omega)^2 \quad (12)$$

Diğer yöntem Choi (1993) ve Toda ve Yamamoto (1995) tarafından önerilen gecikmeli artırılmış yöntemdir. Bu yönteme göre, kasıtlı olarak ek bir gecikme eklenmekte ve bir AR(p) modeli yerine bir AR(p + 1) modelini tahmin edilmektedir:

$$y_{it} = z_t'\hat{\delta}_i + \hat{\phi}_{i1}y_{it-1} + \dots + \hat{\phi}_{ip}y_{it-1} + \hat{\psi}_{i0}\bar{y}_t + \dots + \hat{\psi}_{ip}\bar{y}_{t-p} + \hat{v}_{it} \quad (13)$$

Daha sonra test istatistiğini kullanarak,

$$Z_{LA}^A = \frac{1}{\hat{\sigma}_{iLA}^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^\omega)^2 \quad (14)$$

Burada $\hat{\sigma}_{iLA}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{vi}^2}{(1 - \hat{\phi}_{i1} - \dots - \hat{\phi}_{ip})^2}$ dir.

Tablo 7'de Hadri ve Kurozumi birim kök testinden elde edilen sonuçlar gösterilmektedir.

Tablo 7. Hadri & Kurozumi panel-KPSS Birim Kök Testi

Düzye	Sabit		Sabit ve Trend	
	İstatistik	p-değeri	İstatistik	p-değeri
<i>long</i>				
ZA_spc	-0.7647	0.7778	-1.2821	0.9001
ZA_la	0.3901	0.3482	2.1458	0.0159
<i>GD</i>				
ZA_spc	-2.4293	0.9924	-1.5624	0.9409
ZA_la	-1.5967	0.9448	-0.8768	0.8097
<i>GDP</i>				
ZA_spc	-2.2045	0.9863	-0.6219	0.7330
ZA_la	-2.3121	0.9896	-0.5816	0.7196
<i>INF</i>				
ZA_spc	-0.5002	0.6915	-1.4789	0.9304
ZA_la	0.8829	0.1886	-0.7464	0.7723

Açıklamalar: Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve her bir yatay kesit için optimal gecikme uzunlukları, Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir.

Tablo 7'deki Hadri ve Kurozumi (2012) ZA_la ve ZA_spc test istatistiklerine göre, seride birim kök yoktur şeklinde kurulan boş hipotez

reddedilememekte olup serilerin birim kök içermediği belirlenmiştir. Yani serilerin durağan oldukları tespit edilmiştir.

D. Westerlund (2007) Eşbütünleşme Testi

Westerlund (2007), yapısal temellere dayanan eşbütünleşme olmadığı için sıfır hipotezi için dört yeni panel testi önermiş ve bu nedenle herhangi bir ortak faktör kısıtlaması getirmemiştir. Önerilen testler, şartlı bir hata düzeltme modelinde hata düzeltme teriminin sıfıra eşit olup olmadığını çıkararak boş değeri test etmek için tasarlanmıştır. Hata düzeltme yok sıfır hipotezi reddedilirse, eşbütünleşme yok sıfır hipotezi de reddedilir. Her test, seri olarak bağıntılı hata terimleri, katı bir şekilde dışsal olmayan regresörler, bireye ait kesişim ve eğilim terimleri ve bireysel özel eğim parametrelerini içermek üzere bireysel belirli kısa dönem dinamiklerini barındırabilir (Westerlund, 2007: 210). Aşağıdaki hata düzeltme modeline göre şu şekildedir:

$$\Delta y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i (y_{it-1} - \beta'_i x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (15)$$

Alternatif bir yaklaşım olarak, denklem yeniden düzenlendiğinde aşağıdaki denklem elde edilmektedir:

$$\Delta y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i y_{it-1} + \lambda'_i x_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (16)$$

Burada $d_t = (1, t)'$ deterministik bileşenler, $\delta_i = (\delta_{1i}, \delta_{2i})'$ parametrenin ilişkili vektörüdür.

Grup ortalama istatistiklerinin oluşturulması özellikle basittir ve üç adımda gerçekleştirilebilir. İlk adım, denklemi her bir i için en küçük kareler ile tahmin etmektir;

$$\Delta y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i y_{it-1} + \lambda'_i x_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (17)$$

Gecikme sırası p_i 'nin bireyler arasında değişmesine izin verilir ve tercihen veriye bağlı bir kural kullanılarak belirlenebilir.

İkinci adımda $\alpha_i(1)$ tahmin edilmekte

$$\left(\hat{\alpha}_i(1) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \right) \quad (18)$$

Üçüncü adımda, grup test istatistikleri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$G_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)} \quad (19)$$

$$G_a = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T \hat{\alpha}_i}{\hat{\alpha}_i(1)} \quad (20)$$

Westerlund (2007) tarafından panel istatistiklerini uygulamak için üç aşamalı bir prosedür önerilmektedir. İlk adım, grup ortalama istatistikleriyle aynıdır

ve bireysel gecikme sırası olan p_i 'nin belirlenmesini içerir. p_i Belirlendikten sonra, Δy_{it} ve y_{it-1} 'i d_t , Δx_{it} 'in eş zamanlı ve gecikmeli değerlerinin yanısıra Δy_{it} gecikmeleri gösterir. Bu, projeksiyon hatalarını verir.

$$\Delta y_{it} = \Delta y_{it} - \delta'_i d_t - \lambda'_i x_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} \quad (21)$$

$$\tilde{y}_{it-1} = y_{it-1} - \tilde{\delta}'_i d_t - \tilde{\lambda}'_i x_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \tilde{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} - \sum_{j=1}^{p_i} \tilde{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} \quad (22)$$

İkinci sırada, α ortak hata düzeltme parametresini ve bunun standart hatasını tahmin etmek için $\Delta \tilde{y}_{it}$ ve \tilde{y}_{it-1} kullanmak yer almaktadır.

$$\tilde{\alpha} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{y}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \frac{1}{\tilde{\alpha}_i(1)} \tilde{y}_{it-1} \Delta \tilde{y}_{it} \quad (23)$$

$\tilde{\alpha}$ 'nın standart hatası şu şekilde verilmektedir:

$$SE(\tilde{\alpha}) = \left((\hat{S}_N^2)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{y}_{it-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (24)$$

Burada,

$$\hat{S}_N^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{S}_i^2$$

\hat{S}_i , denklem 22'deki tahmini regresyon standart hatasını göstermektedir. \hat{S}_i , $\sigma_i/\alpha_i(1)$ olarak tanımlanmaktadır. Üçüncü adımda, panel istatistikleri şu şekilde hesaplanmaktadır (Westerlund, 2007:715-718):

$$P_t = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})} \quad (25)$$

$$P_a = T \hat{\alpha} \quad (26)$$

G_t ve G_a testlerinin hipotezleri şu şekildedir:

H_0 : Eş bütünleşme yoktur.

H_1 : En azından bir yatay kesit eşbütünleşiktir.

P_t ve P_a testlerinin hipotezleri ise şu şekilde kurulmaktadır:

H_0 : Eş bütünleşme yoktur.

H_1 : Panel bütün olarak eşbütünleşiktir.

Tablo 8'de Westerlund (2007) eş bütünleşme testi sabit ve sabit & trend içeren modelde gösterilmektedir.

Tablo 8. Westerlund (2007) Eşbütünleşme Testi Sonuçları

İstatistikler	Sabit			Sabit ve Trend		
	Değer	Z-değeri	P-değeri	Değer	Z-değeri	P-değeri
G_t	-1.829	1.659	0.952	-1.910	3.531	1.000
G_a	-4.443	3.592	1.000	-7.782	3.733	1.000
P_t	-9.953	-2.380	0.009***	-8.791	0.796	0.787
P_a	-10.822	-1.986	0.024**	-14.807	-1.342	0.090*

Açıklamalar: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$

Tablo 8'e göre sabitli modele göre P_t ve P_a test sonuçları panel bütün olarak eşbütünlük olduğunu göstermektedir. Yani boş hipotez reddedilmiş, alternatif hipotez kabul edilmiştir. Sabit ve trendli modele göre ise P_a test sonucuna göre panelin eşbütünlük olduğu belirlenmiştir.

E. Panel Eşbütünlük Tahmincileri

Çalışmamızın bu kısmında, uzun dönem eşbütünlük katsayıları yatay kesit bağımlılığa ve heterojenliğe izin veren Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCEMG ve Bond ve Eberhardt (2009), Eberhardt ve Teal (2010) tarafından geliştirilmiş AMG tahmincisi ile tahmin edilmiştir.

Bireysel spesifik katsayıların CCE tahmin edicisinin, faktör yükleriyle ilgili belirli bir sıra koşulu sağlandığı sürece ortaklaşa $N, T \rightarrow \infty$ olarak tutarlı olduğunu gösteriyoruz. Bu durumda, CCE tahmincisinin asimptotik dağılımı, eğer $\sqrt{T}/N \rightarrow 0$ ise, $N, T \rightarrow \infty$ ortaklaşa türetilir. Bu sonuçlara dayanarak, bireysel spesifik CCE tahmincilerine (CCEMG (Common Correlated Effects Mean Group-Ortak Bağımlı Etkiler Ortalama Grup tahmincisi olarak adlandırılır) dayalı ortalama grup tahmincisinin de hem T sabit hem de $T \rightarrow \infty$ için $N \rightarrow \infty$ olarak asimptotik olarak tarafsız olduğunu ve asimptotik dağılımını N ve T'nin yakınsama oranları üzerinde özel bir kısıtlama olmaksızın $N, T \rightarrow \infty$ olarak normal dağılım göstermektedir. Bu sonuçlar herhangi bir sabit sayıda gözlemlenmemiş faktör için geçerlidir. Benzer sonuçlar CCE tahmincisinin standart bir havuzlanmış versiyonu için de elde edilmektedir (Pesaran, 2006: 969).

CCE tahmincisi aşağıdaki doğrusal heterojen panel veri modeline göre oluşturulmaktadır.

$$y_{it} = \alpha'_i d_t + \beta'_i x_{it} + e_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (27)$$

Pesaran (2006) panel veri analizlerinde CCEMG tahmincisi ve CCEP tahmincisi olmak üzere iki tahminci geliştirmiştir. CCEMG tahmincisi, bireysel CCE tahmincilerinin basit bir ortalamasıdır ve aşağıdaki denklem ile gösterilmektedir.

$$\hat{b}_{MG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{b}_i \quad (28)$$

Bireysel eğim katsayıları β_i aynı olduğunda, kesit birimleri üzerinde gözlemlerin havuzlanmasından elde edilen verimlilik kazanımları elde edilebilir. Pesaran (2006), $\beta_i = \beta$ ve $\sigma_i^2 = \sigma$ olduğunu varsayan bir havuzlanmış β tahmincisi geliştirmiştir, ancak bu ortak etkilerin eğim katsayılarının (gözlenmiş olsun ya da olmasın) 'de farklılık göstermesine izin vermektedir. β 'nin havuzlanmış tahmincisi CCEP aşağıdaki denklem ile ifade edilmektedir (Pesaran, 2006: 982-986).

$$\hat{\beta}_p = \left(\sum_{i=1}^N \theta_i X_i' \bar{M}_\omega X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \theta_i X_i' \bar{M}_\omega y_i \quad (29)$$

Katsayı tahmininde kullanılan bir diğer yöntem Bond ve Eberhardt (2009) ve Eberhardt ve Teal (2010) tarafından önerilen Genişletilmiş Ortalama Grup

tahmincisi (Augmented Mean Group-AMG) olmuştur. Eberhardt ve Bond (2009) tarafından önerilen model şu şekilde oluşturulmaktadır:

$$y_{it} = \beta'_i x_{it} + u_{it} \quad u_{it} = \alpha_i + \lambda'_i f_t + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \text{ ve } t = 1, \dots, T \quad (30)$$

$$x_{mit} = \pi_{mi} + \delta'_{mi} g_{mt} + p_{1mi} f_{1mt} + \dots + p_{nmi} f_{nmt} + v_{mit} \quad (31)$$

Burada $m = 1, \dots, k$ ve $f \cdot_{mt} \subset f_t$

$$f_t = \varrho' f_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{ve} \quad g_t = \kappa' g_{t-1} + \varepsilon_t \quad (32)$$

Burada x_{it} gözlemlenebilir ortak değişkenlerin bir vektörüdür. α_i gruba özgü etkilerin kombinasyonunu, f_t bir dizi ortak faktörü ve λ_i ülkeye özgü faktör yüklerini göstermektedir. Denklem (31)'de ayrıca, sırasıyla ülkeye özgü faktör yükleriyle, gözlemlenmeyen ortak faktörler f_t ve g_t 'nin lineer fonksiyonları olarak modellenen k gözlemlenebilir regresörlerin ampirik bir temsili eklenmektedir. Model kurulumu böylece gözlenebilir ve gözlenebilir olmayanlarda yatay kesit bağımlılığı ortaya çıkmaktadır. Ülke regresyonuna bir "ortak dinamik etki" dahil ederek kesit bağımlılığını açıklayan yeni bir tahmin edici, Artırılmış Ortalama Grup (AMG) tahmincisi sunulmaktadır. Bu değişken, birinci farklardaki havuzlanmış bir regresyonun yıl kukla katsayılarından çıkarılır ve tüm ülkelerde gözlemlenmeyen ortak faktörlerin düzeylere eşdeğer ortalama gelişimini temsil eder. Gözlemlenmemiş ortak faktörlerin ülkeye özgü eşbütünleşme ilişkisinin bir parçasını oluşturması koşuluyla, ülkeler arasında farklılık göstermesine izin verilen eşbütünleşme ilişkisini kapsayan artırılmış ülke regresyon modeli ile yapılmaktadır. AMG tahmincisi iki aşamada yapılmaktadır (Bond ve Eberhardt, 2009; Eberhardt ve Teal, 2010):

$$AMG \rightarrow \text{Aşama (i)} \quad \Delta y_{it} = b' \Delta x_{it} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + e_{it} \quad (33)$$

$$\Rightarrow \hat{c}_t = \hat{\mu}_t$$

İlk aşamada, $\hat{\mu}_t$ olarak yeniden etiketlenen yıl kukla katsayılarını topladığımız, birinci farklarda T-1 yıl kuklaları ile standart bir FD-OLS regresyonunu temsil etmektedir. Durağan olmayan değişkenlerin ve gözlemlenemeyenlerin havuzlanmış seviye regresyonlarındaki tahminleri saptırdığına inanıldığından, bu süreç ilk farklardaki havuzlanmış regresyondan çıkarılmaktadır.

$$AMG \rightarrow \text{Aşama (ii)} \quad y_{it} = \alpha_i + b'_i x_{it} + c_i t + d_i \hat{\mu}_t + e_{it} \quad (34)$$

$$\hat{b}_{AMG} = N^{-1} \sum_i \hat{b}_i$$

İkinci aşamada, bu değişken, zaman içerisinde doğrusal bir şekilde gelişmiş olan ve ihmal edilmiş kendine özgü süreçleri yakalayabilmek için doğrusal eğilim terimlerini de içeren N standart ülke regresyonunun her birine dahil edilmektedir (Bond ve Eberhardt, 2009; Eberhardt ve Teal, 2010).

Yukarıda ifade edilen CCEMG ve AMG testlerine ait denklem 1'e ait bulgular Tablo 9'da gösterilmektedir.

Tablo 9. CCEMG ve AMG Panel Eşbütünleşme Tahmincileri Sonuçları

	CCEMG (Pesaran, 2006)				AMG (Bond ve Eberhardt (2009), Eberhardt ve Teal(2010))			
	Sabit	GD	GDP	INF	Sabit	GD	GDP	INF
Avusturya	5.604793*** (0.000)	-.0045574 (0.627)	-.2107677** (0.015)	.087996 (0.563)	11.32995*** (0.000)	-.0369467*** (0.000)	-.1245945** (0.027)	.13284 (0.429)
Belçika	3.672613*** (0.000)	.01047 (0.210)	.0713336 (0.457)	-.0189075 (0.864)	12.02257*** (0.000)	-.0291029*** (0.000)	-.1093182** (0.031)	.0941752 (0.405)
Danimarka	6.420558*** (0.000)	.0408182*** (0.007)	-.0361355 (0.785)	-.3518845 (0.118)	8.3742*** (0.000)	-.0107385 (0.439)	-.0671297 (0.395)	.4089373** (0.025)
Finlandiya	5.692128*** (0.000)	.0660927** (0.044)	-.0518793 (0.517)	-.0292264 (0.821)	11.46744*** (0.000)	-.0478518*** (0.000)	-.0055341 (0.875)	-.190058* (0.086)
Fransa	5.137365*** (0.000)	-.0296864** (0.031)	.0452334 (0.612)	.0746859 (0.592)	9.770963*** (0.000)	-.0156608*** (0.007)	-.1176759*** (0.014)	.1653766 (0.298)
Almanya	8.141313*** (0.000)	-.0297753*** (0.003)	.0370267 (0.641)	-.013927 (0.939)	10.17861*** (0.000)	-.0325311** (0.031)	-.0971212 (0.176)	.2213155 (0.414)
Yunanistan	-26.29203*** (0.000)	-.0521515 (0.419)	-.4163518* (0.076)	-.7253778* (0.091)	8.390516 (0.134)	.0226293 (0.481)	-.6093267*** (0.001)	-.5719627 (0.217)
İtalya	-5.041179*** (0.018)	.0283995 (0.324)	.0679327 (0.639)	.6932021** (0.020)	3.560767*** (0.002)	.0346464*** (0.000)	-.1498687*** (0.000)	.7910031*** (0.000)
Lüksemburg	5.477316*** (0.000)	.0586961 (0.267)	.1188519 (0.118)	-.665989** (0.044)	10.39004*** (0.000)	-.0887729*** (0.004)	-.0743885 (0.124)	.0599405 (0.702)
Hollanda	6.088027*** (0.000)	-.0048069 (0.733)	.0967444 (0.174)	.1584839* (0.070)	12.11372*** (0.000)	-.0595991*** (0.000)	.0069519 (0.860)	.1015207 (0.340)
Portekiz	-10.39848*** (0.000)	.0624169* (0.062)	-.5037729*** (0.013)	-.0331446 (0.927)	3.769** (0.025)	.0430839*** (0.000)	-.2174689*** (0.024)	1.009432*** (0.000)
İspanya	-6.550336*** (0.000)	-.0207016*** (0.001)	-.0498821 (0.239)	.4674243*** (0.000)	7.999232*** (0.000)	.0069787 (0.162)	-.1412241*** (0.000)	.424384*** (0.000)
İsveç	-.372859 (0.791)	.0694376*** (0.000)	.0469453 (0.609)	.4836671*** (0.005)	4.086849*** (0.000)	.0659463*** (0.000)	-.0649722 (0.294)	.347286** (0.013)
İngiltere	-.3601239 (0.840)	-.0734696*** (0.000)	-.3123564*** (0.000)	.2569534 (0.195)	10.94468*** (0.000)	-.0186676*** (0.000)	-.1081438** (0.037)	-.2231983 (0.166)
ABD	4.483103 (0.000)	-.0352042*** (0.009)	-.1476578 (0.220)	.4693448** (0.026)	9.16744*** (0.000)	-.0023663 (0.802)	-.0433851 (0.723)	.0166139 (0.945)
Tüm Panel	.1134802 (0.962)	.0057319 (0.633)	-.0829824 (0.100)	0.0569127 (0.587)	8.904398*** (0.000)	-.0112635 (0.290)	-.1282133*** (0.001)	.2621021*** (0.003)

Açıklamalar: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$

CCEMG ve AMG testleri, kamu borcunun (GD) uzun dönem faiz oranı üzerinde etkisi olmadığını göstermektedir. CCEMG tahmincisine göre GD'nin uzun dönem faiz oranı üzerinde pozitif ve anlamlı etkiler ortaya koyduğu ülkeler Danimarka, Finlandiya, Portekiz ve İsveç şeklinde sıralanabilir. AMG tahmincisine göre GD'nin uzun dönem faiz oranı üzerinde pozitif ve anlamlı etkiler ortaya koyduğu ülkeler İtalya, Portekiz ve İsveç şeklinde sıralanabilir. CCEMG tahmincisine göre GD'nin uzun dönem faiz oranı üzerindeki etkisinin negatif ve anlamlı olduğu ülkeler Fransa, Almanya, İspanya, İngiltere ve ABD olarak belirlenmiştir. AMG tahmincisine göre GD'nin uzun dönem faiz oranı üzerindeki etkisinin negatif ve anlamlı olduğu ülkeler Avusturya, Finlandiya, Fransa, Almanya, Hollanda, Lüksemburg, Belçika ve İngiltere olarak tespit edilmiştir. Ayrıca CCEMG ve AMG sonuçlarında yer alan GD değişkeninin katsayı işaretinin negatif olması uzun dönem faiz oranı üzerinde beklenen olası etkilerini doğrulamaktadır.

CCEMG tahmincisi sonuçlarına göre modele açıklayıcı değişken olarak eklenen ekonomik büyüme (GDP) ve enflasyonun (INF) uzun dönem faiz oranı üzerinde etkisi tüm panelde bulunamamıştır. AMG tahmincisi sonuçlarına göre modele açıklayıcı değişken olarak eklenen ekonomik büyümenin (GDP) uzun dönem faiz oranı üzerindeki etkisi negatif-anlamlı ve enflasyonun (INF) uzun dönem faiz oranı üzerindeki etkisi pozitif-anlamlı olarak tespit edilmiştir.

CCEMG tahmincisi testi sonucuna göre Avusturya, Yunanistan, Portekiz ve İngiltere'de; AMG tahmincisi testi sonucuna göre Avusturya, Fransa,

Yunanistan, Belçika, İtalya, İspanya, Portekiz ve İngiltere’de ekonomik büyümenin uzun dönem faiz oranları üzerindeki etkisi negatif-anlamli olarak belirlenmiştir.

Enflasyonun uzun dönem faiz oranları üzerinde negatif-anlamli etki oluşturduğu ülkeler CCEMG tahmincisine göre, Yunanistan ve Lüksemburg; AMG tahmincisine göre ise Finlandiya’dır. CCEMG tahmincisine göre İtalya, Hollanda, İspanya, İsveç ve ABD; AMG tahmincisine göre Danimarka, İtalya, Portekiz, İspanya ve İsveç’te enflasyonun uzun dönem faiz oranları üzerindeki pozitif-anlamli olarak bulunmuştur.

F. Panel Nedensellik Testi

Dumitrescu ve Hurlin (2012), Granger’in 1969 yılındaki çalışmasına dayanan heterojen panel veri modelleri için basit bir nedensellik testi önermiştir. T periyotlarında N birey için gözlemlenen iki durağan değişkeni x ve y ile gösterilerek, her bir $i=1, \dots, N$ için, $t=1, \dots, T$ zamanında, aşağıdaki lineer modeli ele alınmaktadır:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} Y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} X_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (35)$$

Burada, k gecikme derecelerinin panelin dengeli olduğu ve tüm kesit birimleri için aynı olduğu varsayılmaktadır. Ayrıca, otoregresif parametreler $\gamma_i^{(k)}$ ve regresyon katsayıları eğimleri $\beta_i^{(k)}$, ye izin verilmekte ve gruplar arasında farklılık göstermektedir. Testin hipotezleri;

H_0 : Değişkenler arasında nedensellik ilişkisi yoktur.

H_1 : En az bir birimde nedensellik ilişkisi vardır.

Tablo 10’da Dumitrescu ve Hurlin panel Granger nedensellik test sonuçları gösterilmektedir. Gecikme uzunluğu AIC’ye göre belirlenmiştir.

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

lag	İstatistikler	LONG→GD (optimal lag=4)	GD→LONG (optimal lag=6)	LONG→GDP (optimal lag=4)	GDP→LONG (optimal lag=4)	LONG→INF (optimal lag=4)	INF→LONG (optimal lag=1)
aic	W-bar	136.680	105.569	80.733	92.368	73.792	14.986
	Z-bar	132.385	50.948	55.777	71.708	46.272	13.654
	Prob.	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.1721

Açıklamalar: ***, **, * Sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini gösterir.

Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi sonuçlarına göre, değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilmiş ve en az bir birimde uzun dönem faiz oranı (LONG) ile kamu borcu (GD) arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Uzun dönem faiz oranı (LONG) ile ekonomik büyüme (GDP) arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Uzun dönem faiz oranından (LONG) enflasyona doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

SONUÇ

Günümüzde pek çok ülke bütçe açıklarını finanse etmek için sık sık borçlanmaya başvurmaktadır. Borçlanmanın makroekonomik faktörler üzerinde bir etki oluşturması beklenmektedir. Bu nedenle çalışmamızda kamu borcunun faiz oranları üzerindeki etkisi belirlenmeye çalışılmış olup, çalışmamızın teorik

temelleri dışlama (crowding-out) etkisi ve Ricardocu denklik hipotezine dayanmaktadır.

1995-2020 dönemi yıllık verilerini kullandığımız çalışmada iki hedef belirlenmiştir. Bunlardan ilki, OECD ülkelerinde uzun dönem faiz oranı ve kamu borcu arasında herhangi bir ilişkinin var olup olmadığını tespit etmektir. İkincisi ise, diğer değişkenlerin (enflasyon, ekonomik büyüme) herhangi bir açıklayıcı etkisi olup olmadığını araştırmaktır.

Panel eşbütünleşme testi sonucu değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğunu ortaya çıkarmaktadır. Modele ait serilerin uzun dönem katsayı tahmininde CCEMG ve AMG tahmincileri kullanılmıştır. CCEMG ve AMG testleri, kamu borcunun (GD) uzun dönem faiz oranı üzerinde etkisi olmadığını göstermektedir.

CCEMG tahmincisine göre GD'nin uzun dönem faiz oranı üzerindeki etkisinin negatif ve anlamlı olduğu ülkeler Fransa, Almanya, İspanya, İngiltere ve ABD olarak belirlenmiştir. AMG tahmincisine göre GD'nin uzun dönem faiz oranı üzerindeki etkisinin negatif ve anlamlı olduğu ülkeler Avusturya, Belçika, Finlandiya, Fransa, Almanya, Lüksemburg, Hollanda ve İngiltere olarak tespit edilmiştir. Sonuçlar, değişkenler arasındaki dinamik etkileşimlerin teorik beklentiler, literatürdeki gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için ampirik bulgular ile uyumludur. CCEMG ve AMG sonuçlarında yer alan GD değişkeninin katsayı işaretinin negatif olması uzun dönem faiz oranı üzerinde beklenen olası etkilerini doğrulamaktadır. Yani, kamu borcunun faiz oranları üzerinde negatif etki oluşturması Ricardocu denklik hipotezini destekler niteliktedir.

Modelimize uzun dönem faiz oranlarını açıklayıcı değişken olarak eklenen ekonomik büyüme ve enflasyonun etkisi ise şu şekilde ortaya çıkmıştır: CCEMG tahmincisi sonuçlarına göre olarak eklenen ekonomik büyüme (GDP) ve enflasyonun (INF) uzun dönem faiz oranı üzerinde etkisi yok iken; AMG tahmincisi sonuçlarına göre ekonomik büyümenin (GDP) uzun dönem faiz oranı üzerindeki etkisi negatif-anlamlı ve enflasyonun (INF) uzun dönem faiz oranı üzerindeki etkisi pozitif-anlamlı olarak belirlenmiştir. Ekonomik büyümenin uzun dönem faiz oranları üzerinde negatif-anlamlı olarak belirlendiği ülkeler CCEMG tahmincisi testi sonucuna göre Avusturya, Yunanistan, Portekiz ve İngiltere; AMG tahmincisi testi sonucuna göre Avusturya, Belçika, Fransa, İtalya, İspanya, İngiltere, Portekiz ve Yunanistan'dır. Enflasyonun uzun dönem faiz oranları üzerinde negatif-anlamlı etki oluşturduğu ülkeler CCEMG tahmincisine göre, Yunanistan ve Lüksemburg; AMG tahmincisine göre ise Finlandiya olarak belirlenmiştir. CCEMG tahmincisine göre İtalya, Hollanda, İspanya, İsveç ve ABD; AMG tahmincisine göre Danimarka, İtalya, Portekiz, İspanya ve İsveç'te enflasyonun uzun dönem faiz oranları üzerindeki pozitif-anlamlı olarak bulunmuştur.

Ayrıca çalışmamızda Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi de uygulanmıştır. Hem yatay kesit bağımlılığının varlığı hem de seriler arasında heterojenlik söz konusu iken uygulanabilen nedensellik testi sonucunda uzun

dönem faiz oranı (LONG) ile kamu borcu (GD) arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi belirlenmiştir.

Çalışmamızda kamu borcu ile faiz oranları arasında bir ilişki belirlenememiştir. Ancak iki değişken arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Analize konu olan ülke hükümetleri tarafından kamu borcunun sürdürülebilir olması ve bu borcun sürdürülebilir seviyelerde tutulması önem taşımaktadır. Kamu borcunun yüksek seviyelerde seyretmesi enflasyona ve özel sektör borçlanmasının dışlanması yol açabilecektir. Bu açıdan kamu borcunun kontrol altında tutulup takip edilmesi son derece önemlidir. Ayrıca çalışmamızda AMG tahmincisine göre enflasyon ile faiz oranı arasında pozitif ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Enflasyonun tek haneli oranlarda tutulması ve makroekonomik istikrarın sağlanması için politika yapıcılar çeşitli ekonomi politikaları geliştirmelidir. Yani merkez bankaları, uzun vadeli faiz oranını artıracak yükselen enflasyon beklentilerini kontrol altına almalıdır.

Çalışmamızda enflasyon oranı ve ekonomik büyüme kontrol değişkeni olarak kullanılmıştır. Çalışmamız kamu borcunun faiz oranı üzerindeki etkisini belirlemek ile kısıtlanmıştır. Faiz oranını etkileyen diğer değişkenler model kapsamına alınmamıştır. Bu çalışmada kullanılan veriler 15 OECD ülkesine ait 1995-2020 dönemi ile sınırlandırılmıştır. Bu nedenle çalışmanın kapsamının farklı ülkeler ve farklı dönemler itibarıyla tekrarlanması literatürdeki eksikliği giderip önemli ölçüde katkı sağlayacaktır.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Makalenin tüm süreçlerinde Yönetim ve Ekonomi Dergisi'nin araştırma ve yayın etiği ilkelerine uygun olarak hareket edilmiştir.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Yazarlar çalışmaya eşit oranda katkı sağlamıştır.

Çıkar Beyanı

Yazarların herhangi bir kişi ya da kuruluş ile çıkar çatışması yoktur.

KAYNAKÇA

- Afşar, M. ve Doğan, E.(2017). Uzun Dönem Faiz Oranlarının Belirleyicileri: OECD Ülkelerine Yönelik Bir Panel Veri Analizi. *Akademik Bakış Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler Dergisi*, (59), 103-115. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/abuhsbd/issue/32981/366653>
- Ardagna, S. (2004). Financial Markets' Behavior Around Episodes of Large Changes in the Fiscal Stance. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/152824/1/ecbwp0390.pdf>
- Baldacci E. and Kumar,M.S. (2010). Fiscal Deficits, Public Debt, and Sovereign Bond Yields, IMF Working Papers 2010/184, International Monetary Fund. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1669865> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1669865>
- Baltagi, B. and Pesaran, M. H. (2007). Heterogeneity and Cross Section Dependence in Panel Data Models: Theory and Applications. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 229-232. <https://doi.org/10.1002/jae.955>
- Barro, R. J. (1974). Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095-1117. <http://www.jstor.org/stable/1830663>
- Beetsma, R., Giuliodori, M. and Sakalauskaite, I. (2017). Long-term Interest Rates and Public Debt Maturity. *Economica*, 84(335), 541-558. <https://doi.org/10.1111/ecca.12178>
- Bond, S. and Eberhardt,M. (2009). Cross-Section Dependence in Nonstationary Panel Models: A Novel Estimator, paper presented at the *Nordic Econometrics Conference in Lund*.

- Breusch, Trevor S. and Pagan, Adrian R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies*, (47), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Chadha, J. S., Turner, P. and Zampolli, F. (2013). The Interest Rate Effects Of Government Debt Maturity. *BIS Working Paper No. 415*
- Choi, I. (1993). Asymptotic Normality of The Least-Squares Estimates for Higher Order Autoregressive Integrated Processes With Some Applications. *Econometric Theory*, 9(2), 263-282. <http://www.jstor.org/stable/3532479>
- Demir, M. ve Sever, E. (2008). Kamu İç Borçlanmasının Büyüme, Faiz ve Enflasyon Oranı Üzerindeki Etkileri. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(25), 170-196. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/esosder/issue/6139/82372>
- Dumitrescu, E-I. and Hurlin, C. (2012). Testing for Granger Non-causality in Heterogeneous Panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>
- Eberhardt, M., and Teal F. (2010). Productivity Analysis In The Global Manufacturing Production. Economics Series Working Papers 515, University of Oxford, Department of Economics.
- Elmendorf, D. W. and Mankiw, N. G. (1998). Government Debt, NBER Working Paper No. w6470, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=226215>
- Gamber, E. and Seliski, J. (2019). The Effect Of Government Debt on Interest Rates. *Working Paper 2019-01*. <https://www.cbo.gov/system/files/2019-03/55018-Debt%20Rates%20WP.pdf>
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/191279>
- Göçer, İ. (2013). Ar-Ge Harcamalarının Yüksek Teknolojili Ürün İhracatı, Dış Ticaret Dengesi ve Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri. *Maliye Dergisi*, (163), 215-240.
- Hadri, K. and Kurozumi, E. (2012). A Simple Panel Stationarity Test in the Presence of Serial Correlation and A Common Factor. *Economics Letters*, 115(1), 31-34. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.11.036>
- Hassan, M. and Nassar, R. (2015). Empirical Investigation of The Relationship Between Long Term Interest Rate and Government Debt and Deficit Spending. *Journal of Economics and Economic Education Research*, 16(1), 258-272.
- Hsing, Y. (2010). Government Debt and the Long-Term Interest Rate: Application of an Extended Open-Economy Loanable Funds Model to Poland. *Managing Global Transitions: International Research Journal*, 8(3), 227-237. https://www.fm-kp.si/zalozba/ISSN/1581-6311/8_227-237.pdf
- Huang, X. (2008). Panel Vector Autoregression Under Cross-Sectional Dependence. *The Econometrics Journal*, 11(2), 219-243. <http://www.jstor.org/stable/23116074>
- Kalulunia, P. (2002). Effects of Government Debt on Interest Rates: Evidence From Causality Tests in Johansen-Type Models. *Université de Sherbrooke, Département d'économique*. http://gredi.recherche.usherbrooke.ca/wpapers/02_07_pk.pdf
- Kinoshita, N. (2006). Government Debt and Long-Term Interest Rates (No. 2006-2063). *International Monetary Fund*. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2006/wp0663.pdf>
- Laubach, T. (2009). New Evidence on The Interest Rate Effects of Budget Deficits and Debt. *Journal of the European Economic Association*, 7(4), 858-885. <http://www.jstor.org/stable/40282791>
- Marattin, L. and Salotti, S. (2010). The Euro-Dividend: Public Debt and Interest Rates in the Monetary Union. *Quaderni- Working Papers DSE No. 695* Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1681347> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1681347>
- Maratti, L., Salotti, S. and Paesani, P. (2011). Fiscal Shocks, Public Debt, and Longterm Interest Rate Dynamics. *Quaderni DSE Working Paper No. 740*, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1791501> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1791501>
- Ogawa, K., Sterken, E. ve Tokutsu, I. (2016). Public Debt, Economic Growth and The Real Interest Rate: A Panel VAR Approach to EU and OECD Countries. ISER Discussion Paper 0955, Institute of Social and Economic Research, Osaka University. <https://www.iser.osaka-u.ac.jp/library/dp/2016/DP0955.pdf>

- Paesani, P., Strauch, R. and Kremer, M. (2006). Public Debt and Long-Term Interest Rates: The Case of Germany, Italy and the USA (No. 656). *ECB working paper*. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp656.pdf>
- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, *Cambridge Working Papers in Economics No.435*, Cambridge.
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with Multifactor Error Structure. *Econometrica*, 74, 967-1012. <http://www.jstor.org/stable/3805914>
- Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265- 312. <http://www.jstor.org/stable/25146517>
- Pesaran, M. H. and Yamagata, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Pesaran, M. H., Ullah, A. and Yamagata, T. (2008). A Bias Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence. *Econometrics Journal*, (11), 105-127. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x>
- Sul D., Phillips P. C. B. and Choi, C. Y. (2005). Prewhitening Bias in HAC Estimation, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(4), 517-546. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=764830>
- Swamy, P. A. V. B. (1970). Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. *Econometrica*, 38(2), 311–323. <https://doi.org/10.2307/1913012>
- Tanzi, V. and Lutz, M. S. (1991). Interest Rates And Government Debt: Are The Linkages Global Rather Than National? (No. 91-96). *International Monetary Fund*. <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/001/1991/006/article-A001-en.xml>
- Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Westerlund, J. (2007). Testing for Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 709-748. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>

SUMMARY

Increases in budget deficits in the world in recent years have direct negative effects on many macroeconomic variables through long-term interest rates. In addition to being an important factor in determining the investment decisions and savings of companies, long-term interest rates also affect the consumption behavior of households. In this way, it becomes an important influencing factor in many basic indicators from the economic growth of the countries to the inflation rates. For this reason, it is important for politicians to take decisions based on future interest rates, taking into account the long-term interest rate trends

In the study, in which we used annual data for the period 1995-2020, two goals were set: The first is to determine whether there is any relationship between long-term interest rate and public debt in OECD countries. The second aim of the study is to investigate whether other variables (inflation and economic growth) have any explanatory effects. In order to detect these effects, panel data analysis is used in the study.

It is thought that this study, which analyzes the relationship between long-term interest rates and public debt, using panel data with an annual data set, contributes to the literature. The study consists of four parts. In the first part, an extensive literature review is made. In the second part, data collection and descriptive statistics are presented, econometric methods and empirical results are

the subject of the third part. In the conclusion part of the study, suggestions are given in the accompaniment of the findings obtained from the econometric analysis.

In our study, 15 OECD countries (Austria, Belgium, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Italy, Luxembourg, Netherlands, Portugal, Spain, Sweden, United Kingdom and USA) were examined. In our study covering the annual data for the period 1995-2020, long term interest rate data from the EUROSTAT database, Government debt (% of GDP) data from the OECD and EUROSTAT database, GDP growth data from the World Bank- World Development Indicators database, and Consumer Price Index (All items) , percent change, corresponding previous year, percent) data were obtained from the International Monetary Fund (IMF) – International Financial Statistics (IFS) database. Model predictions and econometric tests are made using Eviews 10, Gauss 9 and Stata 13 statistical software programs.

The results of the panel cointegration test reveal that there is a long-term relationship between the variables. CCEMG and AMG estimators were used in the long-term coefficient estimation of the series of the model. The CCEMG and AMG tests show that public debt (GD) has no effect on the long-term interest rate.

According to the CCEMG estimator, the countries where GD has negative and significant effects on the long-term interest rate are France, Germany, Spain, United Kingdom and USA. According to the AMG estimator, the countries where GD has negative and significant effects on the long-term interest rate are Austria, Belgium, Finland, France, Germany, Luxembourg, Netherlands and United Kingdom. The results are in line with theoretical expectations of dynamic interactions between variables, and empirical findings for developed and developing countries in the literature.

In addition, Dumitrescu and Hurlin (2012) causality test was also applied in our study. As a result of the causality test, a mutual causality relationship was determined between the long-term interest rate (LONG) and the public debt (GD).

The repetition of the scope of the study in different countries and different periods will make a significant contribution to the deficiency in the literature.