

**Kamu Borcu Büyüme İlişkisi: Kırılgan Sekizli Ülkeler için Heterojen Panel Veri Analizi**  
*Public Debt-Growth Nexus: Heterogeneous Panel Data Analysis for Fragile Eight Countries*

Furkan Yıldız\* - Taha Eğri\*\* - Mehmet Çanakcı\*\*\*

**Abstract:** There is a growing interest in the literature on the question of how the increased debt stock affects growth in the public sector. Although researches focus on developed countries, the debt-growth relationship is important for developing countries also. In this connection, due to high inflation, current account deficit and foreign resource dependency, the relationship between public debt stock and growth are discussed for "Fragile Octet" named as Argentina, Brazil, Indonesia, South Africa, India, Russia, Chile, and Turkey. Panel data analysis was carried out for these countries subject to research, using annual data from 1992-2017. Error correction model based on Extended Average Group (AMG) and Common Associated Effects Model (CCE) estimators were used for the estimation of the long-term coefficients of the data set discussed. These methods are effective methods considering both the cross-section dependency and the parameter differences between the cross-sections. According to the results, an increase in public debt stock at both group and country-level has a negative effect on growth. The underlying reason for this situation is especially the continuity of budget deficit and current account deficit problems in these countries and the use of debt to finance these deficits. For this reason, governments of the country should be reviewed how important to provide the legal, economic, physical, and human infrastructure required for foreign direct investments to prefer themselves.

**Structured Abstract:** The effects of public debt on economic growth in the long run are the subject of various studies. A pioneering study by Reinhart and Rogoff (2010, p.574) on this subject claimed that when borrowing rates reach high levels, they have a negative effect on economic growth. This work has led to new controversies.

The theoretical literature dealing with the relationship between public debt stock and growth mostly claims that there is a negative relationship between these two variables (Saint-Paul, 1992, p.1245; Aizenman et al., 2007, p.195). However, in studies conducted with some endogenous growth models, it is also claimed

\* Dr. Öğr. Üyesi, Kırklareli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat  
Asst. Prof., Kırklareli University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Economics  
ORCID 0000-0002-1822-1341  
furkan.yildiz@klu.edu.tr

\*\* Dr. Öğr. Üyesi, Kırklareli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat  
Asst. Prof., Kırklareli University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Economics  
ORCID 0000-0001-9069-2677  
taha.egri@klu.edu.tr

\*\*\* Dr. Öğr. Üyesi, İnönü Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Maliye  
Asst. Prof., İnönü University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Public Finance  
ORCID 0000-0002-3878-562X  
mehmet.canakci@inonu.edu.tr

**Cite as/ Atıf:** Yıldız F. & Eğri T. & Çanakcı M. (2020). Kamu borcu büyüme ilişkisi: kırılılgan sekizli ülkeler için heterojen panel veri analizi. *Turkish Studies - Economy*, 15(4), 1955-1971.  
<https://dx.doi.org/10.47644/TurkishStudies.46269>

**Received/Geliş:** 10 September/Eylül 2020

**Accepted/Kabul:** 20 December/Aralık 2020

Copyright © INTAC LTD, Turkey

Checked by plagiarism software

**Published/Yayın:** 25 December/Aralık 2020

CC BY-NC 4.0

that if the loans used are used in productive sectors, they will have positive effects in transition to steady-state growth rates (Aschauer, 2000, p.350; Aizenman et al., 2007, p.199).

The classical view claims that even though borrowing has positive effects in the short run, it negatively affects economic output due to the crowding out effect emerging in the long run (Elmendorf & Mankiw, 1998, p.82). On the other hand, Barro (1974, p.1098) argued that, contrary to the Ricardian equivalence theorem, economic agents who act rationally will be prepared for the future public burden and that growth will not be affected because they will save enough.

There is no common and generally accepted opinion in the literature on how public borrowing to finance its expenditures affects economic growth. When the relevant literature is examined, it has been suggested that the public debt burden affects economic growth positively. In another part of the literature this relationship is negative between these two variables. And finally in a few studies, it has been stated that there is a nonlinear correlation between debt-growth variables.

In this study, "Fragile Octal known as" Brazil, Indonesia, South Africa, India, Turkey, Argentina, are dealt with the relationship between public debt and growth for Russia and Chile.

In this study, the relationship between public debt stock and growth for the "Fragile Eight" countries which have significant economic risks due to high inflation, current account deficit and foreign resource dependencies (Brazil, Indonesia, South Africa, India, Turkey, Argentina) is discussed. First five countries listed above, named as the "Fragile Five" by Morgan Stanley in 2013, were added to the last three countries in 2014 due to similar problems. The need for external funding and current account deficit make the role of the public sector even more important in these countries. Although there have been studies on different country groups in the literature, there is no study for the Fragile Eight. Especially in this period of crisis and the increase in public debt, it is important to determine the relationship between these two variables. In this study, in order to determine the relationship between public debt and economic growth, panel data analysis was conducted for the countries defined as Fragile Eight using annual data for the period 1992-2017. While growth is taken as dependent variable in the data obtained from World Bank Development Indicators database, public debt, terms of trade, fixed capital formation and life expectancy are used as independent variables. The study is based on the expanded neo-classical growth model applied by Mankiw et al (1992). As the first step in the empirical analysis of the study, the stationarity of the series was tested with panel unit root tests. In this step, whether there is a correlation between units in variables is determinant in the choice of unit root tests. Cross-section dependency in each variable used in the analysis were analyzed with Pesaran (2004) CD tests, Breusch and Pagan (2004) LM test, Baltagi et al. (2012, p.168) bias-corrected scaled LM and scaled LM tests. The results of these tests are given in Table 3. In these tests, the alternative hypothesis has a cross-sectional dependency, the null hypothesis has been described as no cross-sectional dependency. In the light of the analysis results, while the H0 hypothesis was rejected at the 1% significance level, except for one exception, it was concluded that there was a correlation between units for each variable. It is revealed from the analysis results that the Fragile Eight countries with high indebtedness rates cannot turn the said financing into growth. The underlying reason for this situation is the continuity of the budget deficit and current account deficit problems in these countries and the use of the borrowed debt to finance these deficits. It is necessary to use this resource in financing investments with high added value and thus to produce products that can be exported. So that, the foreign currency required for financing the current account deficit can be obtained. Another inference from the analysis results is that, compared to portfolio investments, foreign direct investments, make a positive contribution to growth as theory dictate.

**Keywords:** Economics, Public debt stock, growth, fragile eight, heterogeneous panel data analysis.

**Jel Codes:** E62 H63 F43,C33

**Öz:** Kamu kesiminde artan borç stokunun büyümeyi nasıl etkilediği sorusuna literatürde gösterilen ilgi giderek artmaktadır. Geçmişte yapılan araştırmalar gelişmiş ülkeler üzerine yoğunlaşsa da borç-büyüme ilişkisi gelişmekte olan ülkeler için de önem arz etmektedir. Bu bağlamda, yüksek enflasyon, cari açık ve dış kaynak bağımlılığından dolayı "Kırılgan Sekizli" olarak isimlendirilen Arjantin, Brezilya, Endonezya, Güney Afrika, Hindistan, Rusya, Şili ve Türkiye için kamu borç stoku ve büyüme arasındaki ilişki ele alınmıştır. İncelemeye konu olan bu ülkeler için 1992-2017 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak panel veri analizi

gerçekleştirilmiştir. Ele alınan veri setinin uzun dönem katsayılarının tahmini için Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) ve Ortak İlişkili Etkiler Modeli (CCE) tahmincilerine dayalı hata düzeltme modeli kullanılmıştır. Bu yöntemler hem kesit bağımlılığını, hem de kesitler arasındaki parametrelerin değişkenliklerini göz önüne aldığından bunların varlığı etkin bir yöntemlerdir. Bulunan sonuçlara göre hem grup düzeyinde hem de ülke düzeyinde kamu borç stokunda yaşanan bir artışın büyüme üzerinde negatif bir etkisi bulunmaktadır. Bu durumun altında yatan neden söz konusu ülkelerde özellikle bütçe açığı ve cari açık sorunlarının süreklilik arz etmesi ve alınan borcun bu açıkların finansmanında kullanılmasıdır. Bu sebeple ülke hükümetleri doğrudan yabancı yatırımların kendilerini tercih etmesi için gerekli olan hukuki, iktisadi, fiziki ve beşerî altyapıyı sağlamalarının ne kadar önemli olduğu gözden geçirilmelidir.

**Anahtar Kelimeler:** İktisat, Kamu borç stoku, büyüme, kırılıgıan sekizli, heterojen panel veri analizi,

**Jel Kodları:** E62 H63 F43,C33

## Giriş

2008 finans krizinin etkileri geçmeden, 2015 yılında Euro bölgesinde yaşanan durgunlukla birlikte hem gelişmekte olan ülkeler hem de gelişmiş ülkelerde kamu borçları hızlı bir şekilde artmıştır. Düşük büyüme oranlarına rağmen 2019'dan 2020'ye geçerken küresel ekonomide istikrarın sağlanacağı beklentisi yüksek iken, tüm dünya COVID-19 salgınıyla sarsıldı. Milyonlarca kişinin hastalığa yakalandığı ve on binlerce insanın hayatını kaybettiği bu salgının açtığı yaralar ekonomik olarak da uzun yıllar etkisini sürdüreceğe benziyor. Tarihte ilk defa arz ve talep yönlü krizlerin eş anlı olarak yaşandığı günümüz piyasalarında salgının devam süresine göre küresel ekonominin %3 ila %5 oranında daralması beklentisi ortaya çıktı. Başta ABD ve AB ülkeleri olmak üzere hemen hemen tüm ülkeler kurtarma paketleri açıklamak zorunda kaldılar. Olağanüstü zamanlar, olağanüstü önlemler gerektirir. FED 'in 2 trilyon dolarlık parasal genişlemesi, faizleri sıfıra indirmesi, Amerikan hükümetinin 2 trilyon değerindeki kurtarma paketi, Almanya ve İngiltere'nin 1 trilyon Euro'dan büyük piyasa destekleri, ekonomilerin daha büyük bir düşüşe geçmemesinin ve insanların büyük gelir kayıpları yaşamasının önüne geçilmesi için hayata geçirildi.

Krizin atlatılması amacıyla hayata geçirilen bu genişlemeci politikalar zaten büyük bir yük haline gelen kamu borçlarının daha da hızlı bir şekilde artmasına sebep olmaktadır. Kamu borçlarının ekonomik büyüme üzerine uzun dönemde nasıl etkiler doğuracağı ise çeşitli araştırmalara konu olmaktadır. Bu konuda Reinhart ve Rogoff (2010, s.574)'un yapmış olduğu öncü çalışma, borçlanma oranlarının yüksek seviyelere ulaştığında ekonomik büyüme üzerinde negatif etkisi olduğunu iddia etmiş ve yeni tartışmaların ortaya çıkmasına neden olmuştur.

Kamu borç stoku ve büyüme arasındaki ilişkiyi ele alan teorik literatür çoğunlukla bu iki değişken arasında negatif ilişki olduğunu iddia etmektedirler (Saint-Paul, 1992,s.1245; Aizenman vd., 2007, s.195). Ancak, bazı içsel büyüme modelleriyle yapılan çalışmalarda, kullanılan kredilerin üretken sektörlerde kullanılması durumunda durağan durum büyüme oranlarına geçişte pozitif etkileri olacağı (Aschauer, 2000, s.350; Aizenman vd., 2007, s.199) da iddia edilmektedir.

Klasik görüş, borçlanmanın kısa dönemde olumlu etkileri olsa da, uzun dönemde ortaya çıkan dışlama etkisi nedeniyle ekonomik çıktıyı negatif etkilediğini iddia etmektedir (Elmendorf ve Mankiw, 1998, s.82). Buna karşın Barro (1974, s.1098), Ricardocu denklik teoreminin aksine, rasyonel davranan iktisadi ajanların gelecekteki kamu yüküne hazırlıklı olacaklarını, yeterli miktarda tasarrufla bulunacakları için büyümenin etkilenmeyeceğini iddia etmiştir.

Teorik tartışmaların ötesinde son dönemde literatürde ampirik çalışmalar da giderek artmaktadır. Kamu kesiminin giderek borçlanma oranlarının artması bu ilginin artmasının en önemli nedenleri arasındadır. Özellikle gelişmiş ülkeler üzerine yapılan araştırmalar yoğunlaşmaktadır (Reinhart and Rogoff, 2010,s. 575; Grennes vd., 2010, Checherita-Westphal ve Rother, 2012, s.1398;

Baum vd., 2012, Cecchetti vd., 2012, Panizza ve Presbitero, 2012, s.187; Anaya ve Pienkowski, 2015, s.64)

Bu çalışmada, yüksek enflasyon ve cari açıkla dış kaynak bağımlılığından dolayı ekonomik riskleri yüksek olan ve “Kırılgan Sekizli” olarak isimlendirilen Brezilya, Endonezya, Güney Afrika, Hindistan, Türkiye, Arjantin, Rusya ve Şili için kamu borç stoku ve büyüme arasındaki ilişki ele alınmaktadır. İlk olarak 2013 yılında Morgan Stanley tarafından “Kırılgan Beşli” olarak adlandırılan yukarıda listelenen ilk beş ülkeye 2014 yılında benzer sorunları olmasından dolayı son üç ülke de eklenmiştir. Dış kaynak ihtiyacı ve cari açık sorunları bu ülkelerde kamu kesiminin rolünü daha da önemli kılmaktadır. Literatürde farklı ülke grupları üzerine çalışmalar yapılmış olmasına rağmen, Kırılgan Sekizli için yapılmış bir çalışma bulunmamaktadır. Özellikle içerisinden geçtiğimiz kriz ve kamu borçlarında artış yaşanan bu dönemde, bu iki değişken arasındaki ilişkinin tespit edilmesi önem arz etmektedir.

### Literatür Taraması

Kamunun harcamalarını finanse etmek adına borçlanmasının iktisadi büyümeyi ne şekilde etkilediği noktasında literatürde yaygın ve genel kabul görmüş bir fikir bulunmamaktadır. İlgili literatür incelendiğinde kimi çalışmalarda kamu borç yükünün iktisadi büyümeyi pozitif, kimi çalışmalarda ise negatif etkilediği ortaya atılmıştır. Bazı çalışmalarda ise borç-büyüme değişkenleri arasında doğrusal olmayan bir korelasyonun olduğu ifade edilmiştir.

Smyth ve Hsing’e göre (1995, s.53) borç yükü ve iktisadi büyüme arasında uzun dönemli istikrarlı bir ilişki bulunmaktadır. Çalışmadan çıkan sonuçlara göre optimal kamu borç yükü GSYH’nin %38,4’ü genel borç yükü ise GSYH’nin %48,9’u kadardır.

Ayadi ve Ayadi (2008, s.246), Nijerya ve Güney Afrika için yüksek dış borç yükünün iktisadi büyümeye etkisini 1980-2007 periyodunda yıllık veriler yardımıyla incelemiştir. Çalışmanın sonuç kısmında büyük miktarda dış borç yükünün iktisadi büyümeyi negatif etkilediği, ancak Güney Afrika’nın Nijerya’ya göre dış borçları iktisadi büyümeyi hızlandırmak adına daha etkin kullandığı saptanmıştır.

Reinhart ve Rogoff (2010, s.576), yaptıkları çalışmada gelişmiş ülkelerde kamu borç miktarı GSYH’nin %90’ının üzerine çıktığı zaman iktisadi büyümenin yavaşladığını tespit etmişlerdir. Minea ve Parent (2012), Reinhart ve Rogoff’un bulduğu bu eşik değerini doğruluğunu güncel ekonometrik yöntemlerle test etmiş ve bu eşik değeri %115 olarak belirlemiştir.

Çiçek ve diğerleri (2010, s.2001), Türkiye’de iç borç-büyüme ve dış borç-büyüme ilişkisini, 1990Q1–2009Q3 dönemi için 3’er aylık veriler kullanarak araştırmışlardır. Elde edilen sonuçlar, iç borç stokundaki artışların GSYH’yi artırdığını ancak dış borç stokundaki artışın GSYH’yi azalttığını göstermiştir.

DiPietro ve Anoruo (2011), kamusal büyüklük ve kamu borcunun büyüme üzerindeki etkisini panel veri analizi yardımıyla 175 ülke çerçevesinde incelemiştir. Çalışma sonuçları hem kamusal büyüklük hem de kamu borçlarının iktisadi büyümeyi negatif etkilediğini göstermektedir.

Checherita-Westphal ve Rother (2012, s.1398), 12 avro bölgesi ülkesini ele almıştır. 1970-2010 dönemi yıllık verilerinin panel veri yöntemi ile incelendiği çalışmada kamu borçlarının kişi başına düşen GSYH üzerindeki etkisi incelenmiş, elde edilen sonuçlar borçlanmanın iktisadi büyüme üzerinde doğrusal olmayan bir etkiye sahip olduğunu ve ters “U” biçiminde olduğunu göstermektedir. Çalışmada artan kamu borcunun büyüme üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu ancak %90-%100 oranından sonra büyüme üzerinde negatif bir etki yarattığı tespit edilmiştir.

Babu ve diğerleri (2014), 1970-2010 yılları arası için panel veri analizi yardımıyla dış borç yükünün GSYH’ye oranının iktisadi büyümeye etkisini Doğu Afrika topluluğu ülkeleri özelinde

incelemişlerdir. Bulgular dış borç yükünün iktisadi büyüme üzerinde negatif etkisi olduğunu göstermektedir.

Čeh Časni ve diğerleri (2014, s.47) ekonomik büyüme ve kamu borcu arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi panel veri yöntemini kullanarak Orta Avrupa, Doğu Avrupa ve Güneydoğu Avrupa ülkeleri açısından 2000-2011 yılları arasında incelemiştir. Elde edilen ampirik bulgular hem kısa hem de uzun dönemde kamu borçlanmasının iktisadi büyümeyi istatistiki olarak belirgin bir şekilde negatif etkilediğini göstermektedir.

Zouhaier ve Fatma (2014, s.446), 1990-2001 dönemini 19 gelişmekte olan ülke açısından incelediği çalışmada borç büyüme ilişkisini panel veri yardımıyla analiz etmiştir. Elde edilen bulgulara göre kamu borçlarının büyüme üzerinde negatif etkisi olduğu saptanmıştır.

Spilioti'nin (2015, s.176) 1981-2014 dönemini avro bölgesi ülkeleri kapsamında incelediği çalışmasından elde ettiği sonuçlara göre kamu borç yükü ile iktisadi büyüme arasında pozitif yönde ve anlamlı olduğuna dair bir ilişki tespit etmiştir.

Égert (2015, s.230), yaptığı çalışmada Reinhart-Rogoff 'un oluşturduğu veri setinden faydalanarak GSYH'nin %90'ından daha büyük bir kamu borç yükünün iktisadi büyümeye olumsuz etki edip etmediğini araştırmıştır. Çalışmadan kamu borç büyüklüğü ile iktisadi büyüme arasında doğrusal olmayan negatif bir ilişkinin var olduğunu söylemenin her zaman mümkün olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır.

Dincă ve Dincă (2015, s.120) çalışmalarında kamu borcunun GSYH'ye oranının kişi başına GSYH'ye etkisini eski Sovyet bloku yeni Avrupa Birliği üyesi olan 10 ülke açısından incelemişlerdir. Çıkan sonuçlara göre kamu borçları ve GDP arasında doğrusal olmayan bir ilişki bulunmaktadır.

Lopes da Veiga ve diğerleri (2016, s.313), 1950-2012 periyodu için 52 Afrika ülkesini ele aldığı çalışmada kamu borç yükü, iktisadi büyüme ve enflasyon arasındaki ilişkiyi test etmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlar, kamu borç yükü ve iktisadi büyüme arasında doğrusal olmayan ters "U" biçiminde bir ilişkinin bulunduğunu işaret etmektedir. Buna göre yüksek kamu borçları iktisadi büyümeyi yavaşlatmakta ve enflasyonu hızlandırmaktadır.

Kim ve diğerleri (2017, s.433) 77 ülkenin 1990-2014 arası yıllık verilerinden faydalanarak panel veri analizi yardımıyla kamu borç yükü, iktisadi büyüme ve yolsuzluk arasındaki ilişkiyi test ettikleri çalışma bulgularında kamu borç yükü ve yolsuzluk arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki saptamışlardır. Buna göre kamu borçlarının iktisadi büyüme üzerindeki etkisi yolsuzluğun bir fonksiyonudur.

### **Ampirik Analiz**

#### **Veri Seti ve Model**

Bu çalışmada kamu borçlanmasının iktisadi büyümeye olan ilişkisinin tespit edilmesi amacıyla Kırılgan Sekizli olarak tanımlanan ülkeler için 1992-2017 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak panel veri analizi gerçekleştirilmiştir. Dünya Bankası Kalkınma Göstergeleri (World Development Indicators) veri tabanından elde verilerde büyüme bağımlı değişken olarak alınırken, kamu borçlanması, ticaret hadleri, sabit sermaye oluşumu ve yaşam beklentisi bağımsız değişken olarak kullanılmıştır.

**Tablo 1.** Veri Seti

Değişken	Notasyon	Kaynak
Kişi başı GSYİH (Sabit 2010 \$)	lnpercap	WDI
Kamu Borcu % GSYİH	lndebt	WDI
Doğumda yaşam beklentisi	lnlife	WDI
Sabit sermaye yatırımları % GSYİH	lnfixed	WDI
Ticaret Hadleri (2012=100)d	lntrade	WDI

Çalışmada Mankiw vd. (1992, s.421) tarafından uygulanan genişletilmiş neo-klasik büyüme modeli temel alınmıştır. Panel veri analiziyle tahmin edilen temel denklem şu şekildedir;

$$\log \log y_{i,t} = \gamma_0 + (1 + \gamma_1) \log y_{i,t-1} + \gamma_2 \log \log (n_{i,t} + g + \delta) + \gamma_3 \log s_{i,t,K} + \gamma_4 \log s_{i,t,H} + \gamma_5 \text{debt}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Burada  $y_i$  i ülkesi için kişi başı geliri,  $(n_i + g + \delta)$  nüfus artışı, teknolojik gelişme ve amortisman oranının toplamını,  $s_{i,K}$  and  $s_{i,H}$  ise fiziki ve beşeri sermaye birikim oranını ifade etmektedir. Debt ise i ülkesi için kamu borç oranını ifade etmektedir. Son olarak  $\varepsilon_{i,t}$  ise, zaman sabit ülke etkisi  $\mu_i$ , zaman spesifik etki  $\tau_t$  ve idiosyncratic hata termi  $v_{i,t}$  içeren hata terimidir.

$$\varepsilon_{i,t} = \mu_i + \tau_t + v_{i,t}$$

(1) no'lu eşitlikte büyüme değişkeni için kişi başına düşen gelir değişkeni kullanılırken,  $s_{i,K}$  ile ifade edilen sermaye değişkeni yerine sabit sermaye yatırımları ve  $s_{i,H}$  ifade edilen beşeri sermaye değişkeninin proksi değişkeni olarak doğrudan yaşam beklentisi verisi kullanılmıştır. Mankiw tarafından alındığı şekliyle, teknolojik gelişme ve amortisman oranı 0.05 kabul edilmiş ve nüfus artışı oranı WDI verileri kullanılarak hesaplanmıştır.

Buna göre (2) no'lu eşitlikte uzun dönem katsayıları tahmin edilen model gösterilmiştir.

$$\ln \ln \text{percap}_{i,t} = \gamma_0 + (1 + \gamma_1) \ln \ln \text{percap}_{i,t-1} + \gamma_2 \ln \ln (n_{i,t} + g + \delta) + \gamma_3 \ln \text{fixed}_{i,t} + \gamma_4 \ln \text{lifex}_{i,t} + \gamma_5 \text{debt}_{i,t} + \gamma_6 \text{trade}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

**Tablo 2.** Özet İstatistikler

Değişken	Gözlem Sayısı	Mean	Std. Hata	Min	Max
lnpercap	208	8.674222	0.810683	6.388584	9.607146
lnfixed	208	3.078034	0.22509	2.481622	3.578308
lnlife	208	4.229016	0.09546	3.962089	4.378671
lndebt	208	3.568415	0.653388	1.407716	5.025508
lntrade	208	4.581584	0.021916	4.527425	4.609859

### Yöntem

(2) numaralı denklem üç temel perspektiften incelenecektir. Birinci temel perspektifte, panel birim kök testleri aracılığıyla çalışmanın analizinde belirtilen değişkenlerin durağanlığı kontrol edilecektir. İkinci temel perspektifte ise, panel birim kök test sonuçlarına göre kullanılan değişkenlerin düzeyde durağan olmadığı tespit edilirse, sahte regresyon probleminden kaçınmak amacıyla panel eş bütünleşme testleri ile kullanılan değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin var olup olmadığı analiz edilecektir. Son temel perspektif olarak ise kullanılan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki saptanırsa, panel hata düzeltme modeli tahmini yapılacaktır.

### Panel Birim Kök Testleri

Panel birim kök testlerindeki varsayım; birinci nesil testler yatay kesit birimleri arasında korelasyonun olmadığıdır. Bu yüzden, yatay kesit bağımlılığı durumu söz konusu olduğunda birinci nesil testlerin geçerli ve güvenilir sonuçlar vermeyeceği kabul görülmektedir. Bu çalışmanın amacını gerçekleştirmek için yatay kesit bağımlılığını odaklanan ve Pesaran (2007) tarafından öneri olarak sunulan bir birim kök testinden yararlanmaktadır.

Birim kök testi Pesaran (2007) tarafından geliştirilmiş olup literatürde de çoğunlukla uygulanan ikinci nesil testlerden biridir. Pesaran (2007), bu test için standart ADF regresyonunun, bireysel serilerin gecikmeli zaman düzeylerinin ve birinci farklarının yatay kesit bağımlılığı ortalamaları ile artırıldığı için bir ikamesini geliştirmektedir ve bu ikame (CADF), “Yatay kesitsel olarak artırılmış Dickey-Fuller” testi olarak isimlendirilmektedir. (CADF) istatistiğinin basit ortalaması, yatay kesitsel olarak genişletilmiş bir türü olan IPS (CIPS) testi ile ifade edilmektedir (Pesaran, 2007:267).

Pesaran (2007:268)’ın yararlanılmış olduğu basit dinamik lineer heterojen panel veri modeli:

$$Y_{it}=(1-\phi_i)\mu_i+\phi_i Y_{(i,t-1)}+u_{it} \quad (3)$$

(3) no’lu denklemde  $i=1\dots,N;t=1\dots,T$  olmak üzere  $Y_{it}$  t döneminde i. yatay kesit birimi gözlemi ve  $u_{it}$  hata terimidir.  $u_{it}$ , tek bir faktör yapısının olması nedeniyle,

$$u_{it}=\gamma_i f_t +\varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) no’lu eşitlikte  $f_t$ , gözlemlenmeyen ortak etki ve  $\varepsilon_{it}$  bireysel spesifik hatadır. (3) ve (4) no’lu eşitlik aşağıda yer alan ifadedeki gibi yazılabilir:

$$\Delta Y_{it}=\alpha_i+\beta_i Y_{(i,t-1)} +\gamma_i f_t +\varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5) no’lu eşitlikte  $\alpha_i=(1-\phi_i) \mu_i$ ,  $\beta_i=-(1-\phi_i)$  ve  $\Delta Y_{it}=Y_{it}-Y_{(i,t-1)}$ ’dir. Serilerin durağanlığını sınamak üzere kullanılacak hipotezler bu doğrultuda aşağıda yer alan ifadelerle açıklanabilir:

$$H_0: \beta_i=0 \text{ (tüm } i \text{ ler için)} \quad (6)$$

$$H_1: \beta_i<0, i=1,2\dots,N-1, \beta_i=0, i=N-1+1, N-1+2, \dots, N \quad (7)$$

Pesaran (2007) ek olarak,  $N1/N$ ’nin sıfırdan farklı olduğunu ve  $N \rightarrow \infty$  şekildeyken,  $\delta$  gibi sabit değer alma eğilimi gösterdiğini ileri sürmektedir:  $0<\delta \leq 1$ . Im vd., (2003) panel birim kök testinin bir yorumu olarak, CIPS istatistiği ise aşağıda yer alan ifade ile belirtilmektedir:

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

### Panel Eşbütünleşme Testleri

Yatay kesit birimlerini dikkate alarak bunlar arasında korelasyonun varlığı sadece birim kök testlerinde olduğu gibi değil aynı zamanda da eşbütünleşme testlerinin de tercihini etkilemektedir. Birinci nesil eşbütünleşme testlerinin yatay kesit bağımlılığı söz konusu olduğunda güvenilir sonuçlar elde edilemeyeceği kabul görülmektedir. Bu yüzden yatay kesit birimleri arasında bir korelasyon olması durumunda ikinci nesil eşbütünleşme testleri seçilmelidir.

Westerlund (2008, s.198) tarafından geliştirilmiş “Durbin-Hausman testi” yatay kesit bağımlılığına ve eğimin heterojenliğine olanak sağlayan ikinci nesil test türlerindedir. Fisher hipotezini (etkisini) inceleyen Westerlund (2008) çalışmanın analiz kısmında bağımlı değişken nominal faiz oranının durağan olmadığını fakat bağımsız bir değişken olmasıyla enflasyon

oranımında ki durumun durağan olmasına sebebiyet verilebileceğini ifade etmektedir. Bu nedenle bağımlı değişkenin durağan olmaması yani I(1) olması gereklidir. Bağımsız değişken-ler- ise I(0) veyahut I(1) şeklinde olabilmektedir.

Westerlund (2008), panel istatistiği,  $[DH]_p$  ve grup ortalama istatistiği (the group mean test),  $[DH]_g$  şeklinde iki farklı test sunmaktadır. Panel istatistiği aşağıda yer alan ifade gibi açıklanabilmektedir:

$$DH_p = \hat{S}_N (\bar{\phi} - \hat{\phi})^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (9)$$

(9) no'lu eşitlikte ifade edilen istatistik, hem temel hipotez hem de alternatif hipotez altında otoregresif parametre için ortak bir değer olduğunu varsayımsal olarak işlem yapılmaktadır. Hipotez testleri bu yaklaşımda şu ifade ile açıklanabilir:  $H_0: \phi_i=1$  (tüm  $i'$  ler için),  $H_1^A: \phi_i \neq 1$  ve  $\phi_i < 1$  (tüm  $i'$  ler için).

$$DH_g = \sum_{i=1}^N \hat{S}_i (\phi_i - \hat{\phi}_i)^2 \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (10)$$

(10) no'lu eşitlikte ifade edilen grup ortalama istatistiği, panel istatistiğinin aksine otoregresif parametre için ortak bir değer varsayımı yapmaz ve bu nedenle boş hipotezin reddedilmesi tüm panel için eşbütünleşmenin olduğu anlamına taşımaz. Hipotez testleri ise  $H_0: \phi_i=1$  (tüm  $i'$  ler için) ve  $H_1: \phi_i < 1$  (en azından bazı  $i'$  ler için) biçimindedir.

### Panel Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmini

Panel eşbütünleşme testleri ile kullanılmış olan değişkenler arasında uzun dönemli ilişki saptanmış ise, sonraki adımda böylesine değişkenler arasında kısa ve uzun dönem parametrelerinin tahmin edilmesi durumudur. Bu tahminde yararlanılacak olan tahmincinin tercihinde birtakım önemli noktalar bulunmaktadır. İlk önemli nokta, zaman boyutunda uzunluğun olması, eğitim katsayısının yatay kesit birimlerinde farklılıkların olasılığını arttırmaktadır. Geleneksel methodların (rassal etkiler, sabit etkiler, vb.) tercihi, eğitim parametrelerinin tüm yatay kesit birimleri için aynı olduğunu varsaymak anlamını göstermektedir. Sebebi ise, bu tahminciler sadece sabit terimlerin farklılaşmasına ve bireysel grupları havuzlamaya izin vermektedir. Diğer hata varyansları ve tüm katsayılar gruplar arasında aynı olarak kabul görmektedir (Pesaran vd., 1999). Zaman boyutunun uzun olmasına ek olarak durağan olmama sorununu da ihtimal haline getirir. Bir sonraki aşamada önemli olan ikinci nokta ise yatay kesit bağımlılığının ele alınmasıdır. Eğer yatay kesit birimleri arasında korelasyonun varlığı oluşmuşsa tercih edilen tahmincinin yatay kesit bağımlılığına duyarlı ve kaldıraçlı bir tahminci olması gerekmektedir.

Panel zaman serileri analizinde MG-ortalama grup tahmincisi “Mean group estimator” (Pesaran ve Smith, 1995, Pesaran vd., 1997) ve PMG-havuzlanmış ortalama grup tahmincisi “Pooled mean group estimator” (Pesaran vd., 1997) gibi birinci nesil tahminciler heterojenliğe izin verse de, yatay kesit bağımlılığına dirençli tahminciler olarak yer almamaktadır.

İkinci nesil olarak literatürde yer alan tahmincilerden, AMG-Genişletilmiş Ortalama Grup tahmincisi (Eberhardt ve Bond, 2009; Eberhardt ve Teal, 2010) bu kısıtları yok etmektedir. Heterojenlik, değişkenlerin durağan olmaması ve hem yatay kesit bağımlılığının standart panel tahmincilerinde önemli ayrışmalara sebebiyet verdiğini hem de çeşitli tanımlayıcı testlerin bu savı doğruladığını iddia eden Eberhardt ve Bond (2009), iki basamaklı bir method olan AMG tahmincisini öneri olarak ileri sürmektedir.

Eberhardt ve Bond (2009) tarafından öneri olarak ileri sürülen model aşağıda yer aldığı gibidir:



$$y_{it} = \beta_i' x_{it} + u_{it} \quad u_{it} = \alpha_i + \lambda_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$x_{mit} = \pi_{mi} + \delta_{mi}' g_{mt} + \rho_{1mi} f_{1mt} + \dots + \rho_{nmi} f_{nmt} + v_{mit} \quad (12)$$

$$m = 1, \dots, k \text{ ve } f_{mt} \subset f_t$$

$$f_t = \Phi' f_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{ve} \quad g_t = K' g_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$i = 1, \dots, N$  ve  $t = 1, \dots, T$  olmak üzere  $x_{it}$  gözlemlenebilir eşdeğişkenler (covariate) vektörüdür.  $\alpha_i$ , gruba özgü sabit etkilerin bileşimi,  $f_t$ , ortak faktörler seti ve  $\lambda_i$  yatay kesit birimlerine özgü faktör yükleridir. (13) no'lu eşitlikte  $f_t$  ve  $g_t$  gözlemlenemeyen ortak faktörlerdir. Bu eşitlikte sırasıyla bu faktörler ile yatay kesit birimlerine özgü faktör yüklerinin doğrusal fonksiyonu olarak modellenen  $k$  tane gözlemlenebilir regresör eklenmiştir. Bu sebepten ötürü bu model hem gözlemlenebilir hem de gözlemlenemeyen faktörlerde yatay kesit bağımlılığını ortaya çıkarmaktadır.

AMG tahmincisi kullanılarak yapılan tahminler iki basamakta gerçekleşmektedir (Eberhardt ve Bond, 2009). İlk basamak aşağıda yer alan ifade gibi gösterilebilir:

$$\Delta y_{it} = b' \Delta x_{it} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + e_{it}$$

$$\S \hat{c}_t \equiv \hat{\mu}_t' \quad (14)$$

(14) no'lu eşitlikte ifade edilen ilk basamakta, model değişkenlerin birinci farkları alınarak tahmin yapılmaktadır. Çünkü durağan olmayan değişkenlerin ve gözlemlenemeyen faktörlerin, değişkenlerin düzeydeki değerleri ile yapılan regresyon modelinde sapmalı sonuçları olduğunu fiktirdir. Dolayısıyla  $\hat{\mu}_t'$  ile ifade edilen zaman kuklası katsayıları alınmıştır. İkinci basamakta ise tahmin edilen model aşağıda yer alan ifade gibidir:

$$y_{it} = \alpha_i + b_i' x_{it} + c_i t + d_i \hat{\mu}_t' + e_{it}$$

$$\hat{b}_{AMG} = N^{-1} \sum \hat{b}_i \quad (15)$$

(15) no'lu denklemde yer alan ikinci basamakta zaman kuklası değişkeni her bir yatay kesit birimine ait regresyona dahil edilmektedir. Ek olarak, doğrusal bir eğilim terimi de regresyonda mevcuttur. AMG tahminleri bireysel ülke tahminlerinin ortalaması olarak alınmıştır.

Bu çalışmada kamu borçlanmasının iktisadi büyümeyle olan ilişkisinin tespit edilmesi amacıyla Kırılgan Sekizli olarak tanımlanan ülkeler için 1992-2017 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak panel veri analizi gerçekleştirilmiştir.

### Analiz Sonuçları

#### Panel Birim Kök Testleri ve Eşbütünleşme Testleri Sonuçları

Çalışmanın ampirik analizinde ilk adım olarak panel birim kök testleri ile serilerin durağanlığı test edilerek yer verilmiştir. Bu adımda birim kök testlerinin tercihinde değişkenlerde birimler arası korelasyonun olup olmaması durumu belirleyicidir. Analizde kullanılan her bir değişkende yatay kesit bağımlılığı Pesaran (2004) CD testleri, Breusch ve Pagan (2004) LM testi, Baltagi vd. (2012, s.168) Bias-corrected scaled LM testi, scaled LM testleri ile analizi yapılmıştır. Bu testlerin sonuçlarına Tablo 3'de yer verilmektedir. Bu testlerde alternatif hipotez *yatay kesit bağımlılığı*

vardır, boş hipotez yatay kesit bağımlılığı yoktur olarak nitelendirilmiştir. Analiz sonuçlarının ışığında, bir tek istisna hariç % 1 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezi reddedilmekte iken, her bir değişken için birimler arasında korelasyon olduğu sonucu çıkarılmıştır.

**Tablo 3.** Yatay Kesit Bağımlılığı Testleri ve Homojenlik Test Sonuçları

Yatay Kesit Bağımlılığı			Homojenlik Testi	
Breusch-Pagan LM	Pesaran CD Test	Pesaran scaled LM	$\Delta$	$\Delta_{adj}$
118.935***	6.535***	10.56 ***	2.431***	0.884

Üç testte de değişkenler için birimler arası korelasyon olduğu sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla, analizde kullanılan tüm değişkenler için yatay kesit bağımlılığının var olduğu sonucuna ulaşıldığı kabul edilmiştir.

Bu çalışmada Tablo 3 kısmında ayrıca Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından öneri olarak getirilen homojenlik testi sonuçlarına yer verilmiştir. Bu testteki amaç eğim parametrelerinin yatay kesit birimlerine göre homojen / heterojen olma durumunu araştırmaktır. Sonuçlar ışığında, temel hipotez reddedilmekle beraber, eğim parametrelerinin yatay kesit birimlerine göre farklılaştığı sonucuna varılmaktadır.

Ayrıca yatay kesit birimleri arasında bir korelasyonun olması halinde birinci nesil panel birim kök testlerinin güvenilir olarak sonuçları aktaramayacağı kabul görmektedir. Dolayısıyla, çalışmanın bu aşamasında ikinci nesil birim kök testlerinden Pesaran (2007) tarafından önerilen birim kök testini kullanarak anlamlı ve geçerli bir yöntemden faydalanılmıştır ve Tablo 4'te bu testin sonuçları açıklanmaktadır.

**Tablo 4.** Pesaran CIPS Panel Birim Kök Test Sonuçları

	Düzye	Fark
Lnpercap	-1.214	-3.390***
Lndebt	-1.263	-3.748***
Lnlife	-4.715***	
Lnfixed	-1.713	-4.862***
Intrade	-2.040	-4.622***

Not: \*\*\*, \*\*ve \* sırasıyla 1%, 5% ve 10% seviyesinde anlamlılık düzeyini göstermektedir. p-değerleri parantez içerisinde. Pesaran kritik değerleri -2.40 (1%), -2.21 (5%), -2.10 (10%).

Tablo 4'te yalnızca sabite izin verilen CIPS testi sonuçlarına yer verilmiştir. t-bar istatistiğine ilişkin kritik değerler tablonun altında açıklanmıştır. Buna göre lnlife değişkeni hariç düzeyde kritik değerlerden mutlak değer olarak küçük olması nedeniyle, birim kök vardır biçimindeki temel hipotez kabul edilebilmektedir. Yani seriler düzeyde durağan değildir. Aynı serilerin birinci farklarına ait panel birim kök testi sonuçlarına göre ise tüm serilerin % 1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. lnlife değişkeni ise düzeyde durağandır.

### Eşbütünleşme Testleri

Analizde kullanılan serilerin düzeyde durağan olmadığı sonucuna ulaşım test edildikten sonra bir sonraki adım bu değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin olup olmadığının test edilmesidir. (2) no'lu eşitlikteki modellerde ifade edilen değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiler çalışmamızda Westerlund (2008) tarafından ifade edilen ve geliştirilen kırılmalı eşbütünleşme testi ile test edilmiştir. Eşbütünleşme testi sonuçlarına Tablo 5'de yer verilmektedir.

**Tablo 5.** Westerlund Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları

Lmstat	p-value <sup>a</sup>	p-value <sup>b</sup>
-13.533	1.000	0.841

<sup>a</sup> Asimtotik normal dağılıma göre olasılık değeri  
<sup>b</sup> Bootstrapped dağılıma göre olasılık değeri

Parametre heterojenliğine ve yatay kesit bağımlılığına dirençli bir tahminci olan kırılmalı eşbütünleşme testine göre ele alınan model için değişkenlerin arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu görülmektedir.

#### Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Dünya Ekonomisinin finansal olarak en değerli veri seti göstergelerinden biri olan kamu borç stokunu büyüme ile arasındaki ilişkisini ve büyüme üzerindeki etkisinin test edilmesini amaçlamak olan bu çalışmada Eberhardt ve Teal (2010) ve Eberhardt ve Bond (2009) tarafından da geliştirilen ve literatüre katkı verilen AMG-genişletilmiş ortalama grup tahmincisi tabanlı sunulan hata düzeltme modeli sonuçlarına Tablo 6'da yer verilmiştir.

**Tablo 6.** Model Tahminleri

	CCE	AMG
Indebt	-0.087** (0.032)	-0.104** (0.030)
Intrade	0.421 (2.164)	-0.381 (0.960)
Infixed	0.194* (0.085)	0.256* (0.067)
Inlife	3.508 (1.146)	2.887 (1.251)

*Not: \*\*\*, \*\*ve \* sırasıyla 1%, 5% ve 10% seviyesinde anlamlılık düzeyini göstermektedir. p-değerleri parantez içerisinde yer almaktadır.*

Tablo 6'da yer alan panel sonuçlarını incelediğimizde kamu borç stokunun büyüme ile arasında anlamlı bir ilişkinin her iki tahminciyle de görüldüğü yer almaktadır. Bu ilişkinin özellikle kamu borç stokunda yaşanan bir artışın büyüme üzerinde de olumsuz (negatif) bir sonucu/etkisi bulunmakta olduğu çıkarımı yapılmaktadır. Diğer açıdan baktığımızda da, bu modelde yer alan değişkenlerden ilgili dönem için yalnızca sabit sermaye yatırımlarının istatistiksel olarak anlamlı ve ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etki doğurduğu çıkarımına varılmıştır. Ticaret hadlerindeki verilerin ve yaşam beklentisinde oluşan katsayıların anlamlı olmadığı görülmüştür.

**Tablo 7.** Ülkelere Ait Uzun Dönem Model Katsayıları

	AMG			CCE		
	coefficient	stand. Err.	prob.	coefficient	stand. Err.	prob.
<b>Arjantin</b>						
Indebt	-0.121	0.011	0.000	-0.120	0.026	0.000
Intrade	3.748	2.136	0.079	-7.485	25.758	0.771
Infixed	0.349	0.040	0.000	0.325	0.068	0.000
Inlife	8.823	1.621	0.000	9.709	3.413	0.004
<b>Brezilya</b>						

Indebt	-0.047	0.015	0.002	-0.009	0.018	0.623
Intrade	0.218	0.474	0.646	-1.570	6.718	0.815
Infixed	0.287	0.043	0.000	0.241	0.051	0.000
Inlife	0.392	0.410	0.339	1.600	0.636	0.012
<b>Şili</b>						
Indebt	-0.039	0.011	0.001	-0.049	0.023	0.037
Intrade	-0.644	0.499	0.197	-2.052	5.204	0.693
Infixed	0.220	0.037	0.000	0.138	0.077	0.075
Inlife	6.265	1.104	0.000	6.957	1.723	0.000
<b>Hindistan</b>						
Indebt	-0.280	0.047	0.000	-0.229	0.111	0.039
Intrade	-3.282	0.512	0.000	-2.551	8.850	0.773
Infixed	0.038	0.062	0.545	0.045	0.108	0.677
Inlife	3.694	0.726	0.000	2.960	1.428	0.038
<b>Endonezya</b>						
Indebt	-0.161	0.034	0.000	-0.173	0.036	0.000
Intrade	-3.936	0.668	0.000	11.775	12.029	0.328
Infixed	0.096	0.081	0.234	-0.135	0.143	0.343
Inlife	4.418	1.392	0.002	3.280	1.521	0.031
<b>Rusya</b>						
Indebt	-0.023	0.049	0.635	0.062	0.055	0.259
Intrade	2.352	9.565	0.806	5.064	8.631	0.557
Infixed	0.657	0.175	0.000	0.647	0.105	0.000
Inlife	-1.611	1.232	0.191	2.402	0.920	0.009
<b>Güney Afrika</b>						
Indebt	-0.043	0.020	0.032	-0.081	0.028	0.004
Intrade	0.890	0.340	0.009	3.975	5.206	0.445
Infixed	0.147	0.025	0.000	0.005	0.056	0.931
Inlife	-0.051	0.052	0.328	-0.086	0.078	0.274
<b>Türkiye</b>						
Indebt	-0.119	0.019	0.000	-0.101	0.027	0.000
Intrade	-2.391	0.283	0.000	-3.793	3.754	0.312
Infixed	0.255	0.035	0.000	0.289	0.056	0.000
Inlife	1.162	0.400	0.004	1.245	0.615	0.043

Hata düzeltme modeli tahminlerinde yer verilen ekonometrik yöntem ülke düzeylerinde korelasyonu ayrıştırma kolaylığını tanımaktadır. Bu sebeple bit başka açıdan ifade edilmek istenilirse bu tahminci her bir ülke için farklı bir eğim katsayısı elde etmeye imkan tanımaktadır.

Üst tarafta yer verdiğimiz Tablo 7, analizde yer alan ülkelere ait uzun dönem model tahmin sonuçlarının yer aldığı bir sonuçtur. Toplam kamu borcunun GSYH'ye oranını ifade eden Indebt değişkeni ile ilgili elde edilen olasılık değerlerine bakıldığında Rusya ve kısmen Brezilya dışındaki ülkelere ait olasılık değerlerinin %1 ve %5 düzeylerinde istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Brezilya için AMG tahmincisine göre sonuç anlamlı iken CCE tahmincisine göre istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Elde edilen katsayıların tamamında kamu borcunda meydana

gelen bir artışın büyüme üzerinde negatif etkisi olduğu görülmektedir. Etki şiddeti Şili’de en düşük iken, Hindistan en çok etkilenen ülke olarak karşımıza çıkmaktadır. Ayrıca Brezilya, Şili ve Güney Afrika’ya ait katsayıların Tablo 6’da yer alan panel sonuçlarından daha düşük olduğu görülmektedir. Çalışmanın sahasını oluşturan Kırılgan Sekizli ülkeleri genel olarak borç yükünün GSYH’ye oranının yüksek olduğu ülkelerdir. Borç yükü büyüme ilişkisinin incelendiği literatüre bakıldığında genel olarak borç yükünün belirli bir eşik değere kadar büyümeye pozitif, eşik değer sonrası ise negatif etki ettiği görülmektedir. Bu durum istatistiki olarak anlamlı olarak elde edilen bu bulguların incelenen ülkelerin borç yükleri de göz önüne alındığında iktisadi açıdan da anlamlı olduğunu ortaya koymaktadır.

Dış ticaret haddi değişkeninin (Intrade) olasılık değerlerine bakıldığında ise tüm ülkelere ait olasılık değerlerinin %1 ve %5 anlamlılık seviyelerinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Dolayısıyla söz konusu ülkelerin incelenen dönemde dış ticaret hadlerindeki değişimin kişi başına düşen büyüme üzerinde istatistiki açıdan bir etkisinin olmadığı görülmektedir.

Sabit sermaye oluşumuna (Infixed) ait analiz sonuçlarından elde edilen olasılık değerleri incelendiğinde Arjantin, Brezilya ve Türkiye’ye ait olasılık değerlerinin %1 seviyesinde AMG ve CCE’ye göre istatistiki olarak anlamlı olduğu; aynı zamanda Şili ve Güney Afrika için AMG ve Rusya için CCE olasılıklarının istatistiki olarak sırasıyla %5 ve %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Endonezya ve Hindistan açısından ise bu değişkenin iktisadi büyüme üzerinde istatistiki açıdan anlamlı olmadığı görülmektedir. İlgili değişkenin katsayılarına bakıldığında Arjantin için 0,349 ve 0,325, Brezilya için 0,287 ve 0,241, Rusya için 0,647, Şili için 0,220, Güney Afrika için 0,147 ve Türkiye için 0,289 olduğu görülmektedir. Yani sabit sermaye oluşumunda meydana gelecek %1 oranında artışın kişi başına düşen iktisadi büyümeyi Kırılgan Sekizli ülkelerinde çeşitli oranlarda artırmaktadır. Ülkelerin iktisadi açıdan daha çok arzu ettiği yatırım şeklinin finansal yatırım değil de sermaye yatırımları olduğu düşünüldüğünde söz konusu sonucun iktisadi açıdan da anlamlı olduğu görülmektedir.

Analize tabi tutulan ülkelerin doğrudan yaşam beklentisine (Inlife) dair sonuçları incelendiğinde bu değişkenin kişi başı iktisadi büyüme ile arasındaki ilişkinin AMG’de Brezilya, Rusya ve Güney Afrika; CCE için ise sadece Güney Afrika haricindeki tüm ülkeler için istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Doğrudan yaşam beklentisinde yaşanacak %1’lik artışın kişi başına iktisadi büyümeyi AMG ve CCE’ye göre sırasıyla Arjantin’de %8,823 ve %9,709, Brezilya’da %1,600, Şili’de %6,265 ve %6,957, Hindistan’da %3,694 ve %2,960, Endonezya’da %4,418 ve %3,280, Rusya’da %2,402 ve Türkiye’de %1,162 ve %1,245 artırmaktadır. Doğrudan yaşam beklentisi ile kişi başına iktisadi büyüme arasındaki ilişki incelendiğinde, ilişkinin yönü literatürde net bir biçimde ifade edilmese de çoğunluk iki değişken arasında pozitif bir ilişkinin varlığı görülmektedir (Lorentzen v.d, 2008, Bloom ve Sachs, 1998, Gallup vd., 1999, Bloom vd. 2003). Ancak Acemoğlu ve Johnson (2007) yaşam beklentisinde artışın iktisadi büyümeyi olumlu etkileyebileceğini, ancak kişi başına düşen milli gelir üzerinde ise negatif etki yaratabileceğini ifade etmektedir. Ülkeler bazında elde edilen sonuçlar incelendiğinde yine tüm bulguların ilgili literatür ile uyumlu olduğu görülmektedir.

## Sonuç

Ekonomik krizler ve kaynak yetersizliği nedeniyle birçok ülkenin kamu borç stoku her geçen gün artmaktadır. 2008 finans krizi ve sonrasında yaşanan durgunluk nedeniyle borçlanmadaki artışlar 2019’da ortaya çıkan COVID-19 salgınıyla daha da hızlanmış durumdadır. Kamu tarafından alınan borçların ekonomiyi nasıl etkilediği ve büyüme üzerindeki etkileri literatürde tartışma konusu olmuştur. Özellikle krizle mücadele için alınan borçların orta ve uzun vadede ortaya çıkarabileceği sorunlar bulunmaktadır. Örneğin gelişmekte olan ülkelere baktığımızda kısa dönemde 2 trilyon dolar borç ödemesi bulunurken, yaşanan salgın ihracat ve turizm gelirlerini düşürerek döviz rezervlerinde

düşüşe yol açmıştır. Bu sebeple, borçlanmanın ülke ekonomileri üzerindeki etkisinin güncel çalışmalarla araştırılması gerekmektedir.

Reinhart ve Rogoff (2010, s. 578)'un borçlanma oranlarının yüksek seviyelere ulaştığında ekonomik büyümenin üzerinde negatif etkilerin yaşandığı bir konjunktür olduğunu ortaya koyan çalışması borç-büyüme ilişkisi üzerinde akademik ilgiyi artırmıştır. Ne var ki daha çok gelişmiş ülkeler için yapılan analizler karşımıza çıkmaktadır. Bu bağlamda, çoğunlukla kaynak yoksulu olan gelişmekte olan ülkeler üzerine araştırmalar yapılması gerekmektedir.

Bu makalede yüksek cari açıkları dolayısıyla ekonomik şoklara açık olan Kırılgan Sekizli ülkeleri için borç-büyüme ilişkisi ele alınmıştır. Bu ülkeler için özellikle dış kaynak ihtiyacı ve cari açık sorunları, kamu kesiminin rolünü daha da önemli kılmaktadır. Literatürde ele alınan konu bağlamında farklı ülke grupları üzerine çalışmalar yapılmış olmasına rağmen, Kırılgan Sekizli için yapılmış bir çalışma bulunmamaktadır.

Çalışmanın ampirik analizinde ülke düzeyinde katsayı tahmini imkânı da veren AMG ve CCE tahmincilerinden fayda sağlanılarak ilerleme kaydedilmiştir. Bu tahminci çalışmaları temelinde en birincil niteliği heterojenliğe izin vermesi yani her bir ülke için borç ile büyüme arasında aynı olmayan bir eğim katsayısını ortaya çıkarabilmesidir. Yatay kesit birimlerinin arasındaki korelasyonun da dirençle karşılaşması hali olan bu tahminci bununla birlikte serilerin durağan olmama durumunda da güçlü bir tahminci olma özelliğini yansıtmaktadır.

Elde edilen sonuçlara baktığımızda, panel grup sonuçları ve ülke düzeyinde kamu borcu ile büyüme arasında negatif bir ilişkinin olduğu tespiti yapılmıştır. Yalnızca Rusya için tahmin edilen katsayı istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Petrol ihracatçısı olan Rusya için model sonuçlarının diğer ülkelerden farklılaşması doğal kaynak gelirleri dolayısıyla olduğu düşünülebilir. Ancak hem grup düzeyinde hem de diğer ülkeler için borç stokunun büyümeyi olumsuz etkilediği her iki tahminci aracılığıyla da elde edilmiştir. Bu bağlamda, elde edilen sonuçlar Aizenman vd. (2007, s. 198), Çiçek vd. (2010) ve Zouhaier ve Fatma (2014) tarafından yapılan çalışmalarla paralellik arz etmektedir. Benzer şekilde, Chowdhury (2001) hem yüksek borçlu ülkeler hem de diğer ülkeler için yaptığı modelde borcun büyümeyi negatif etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Borçlanmanın sadece yüksek borçlu grup için değil diğer ülkeler için de olumsuz sonuçları bulunmaktadır.

Borçluluk oranının yüksek olduğu Kırılgan Sekizli ülkelerinin söz konusu finansmanı büyümeye döndüremediği analiz sonuçlarından ortaya çıkmaktadır. Bu durumun altında yatan neden söz konusu ülkelerde özellikle bütçe açığı ve cari açık sorunlarının süreklilik arz etmesi ve alınan borcun bu açıkların finansmanında kullanılmasıdır. Söz konusu kaynağın katma değeri yüksek yatırımların finansmanında kullanılması ve böylece ihracata konu olabilecek ürünlerin üretilmesi gerekmektedir. Böylelikle özellikle cari açığın finansmanı için gereken dövizin de temini sağlanabilir. Analiz sonuçlarından elde edilen bir diğer çıkarım da genel olarak finansal sermaye yatırımlarına nazaran doğrudan yabancı yatırımların yani sermaye yatırımlarının büyümeye olumlu katkı yaptığıdır. Bu minvalde ilgili ülke hükümetleri doğrudan yabancı yatırımların kendilerini tercih etmesi için gereken hukuki, iktisadi, fiziki ve beşerî altyapıyı sağlamalıdır. Böyle bir politikanın yurtiçinde istihdamın artmasına da olanak sağlayacağı göz önünde bulundurulmalıdır. Yukarıda ifade edilen her iki politika da aynı zamanda Kırılgan Sekizli ülkelerinin bünyelerinde barındırdıkları yüksek enflasyon ve kur riskini de azaltacaktır. Kırılgan Sekizli için doğrudan yaşam beklentisinin iktisadi büyümeye katkısı Güney Afrika haricinde olumlu olduğu analiz sonuçlarından elde edilmiştir. Bu bağlamda kaliteli ve kapsayıcı kurumsal altyapının oluşturulması, ulaşılabilir ve nitelikli eğitim ve sağlık sisteminin kurulması gibi yaşam beklentisini artırıcı politikalar da Kırılgan Sekizli ülkelerinin dezavantajlı yanlarını bertaraf edebilecek politikalarlardır.

---

**Kaynakça**

- Acemoglu, D., & Johnson, S. (2007). Disease and development: the effect of life expectancy on economic growth. *Journal of Political Economy*, 115(6), 925-985. <https://doi.org/10.1086/529000>
- Aizenman, J., & Lee, J. (2007). International reserves: precautionary versus mercantilist views, theory and evidence. *Open Economies Review*, 18(2), 191-214. <https://doi.org/10.1007/s11079-007-9030-z>
- Anaya, P., & Pienkowski, A. (2015). *What really drives public debt: A holistic approach*, (No. 15-137). International Monetary Fund.
- Aschauer, D.A., (2000). Do states optimize? Public capital and economic growth. *The Annals of Regional Science* 34, 343–363.
- Ayadi, F. S., & Ayadi, F. O. (2008). The impact of external debt on economic growth: A comparative study of Nigeria and South Africa. *Journal of Sustainable Development in Africa*, 10(3), 234-264.
- Babu, J. O., Kiprop, S., Kalio, A. M., & Gisore, M. (2014). External debt and economic growth in the East Africa community. *African Journal of Business Management*, 8(21), 1011-1018. <https://doi.org/10.5897/AJBM2014.7418>
- Baltagi, B. H., Feng, Q. & Kao, C. (2012). A lagrange multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics*, 170, 164-177. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2012.04.004>
- Barro, R. J. (1974). Are government bonds net wealth?. *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095-1117.
- Baum, A., Checherita-Westphal, C., & Rother, P. (2013). Debt and growth: New evidence for the euro area. *Journal of International Money and Finance*, 32, 809-821. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.07.004>
- Bloom, D. E., Canning, D., & Sevilla, J. (2003). *The demographic dividend: A new perspective on the economic consequences of population change*. Rand Corporation.
- Bloom, D. E., Sachs, J. D., Collier, P., & Udry, C. (1998). Geography, demography, and economic growth in Africa. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1998(2), 207-295. <https://doi.org/10.2307/2534695>
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Cecchetti, S. G., & Kharroubi, E. (2012). *Reassessing the impact of finance on growth*. (BIS Working Paper No. 381). Bank for International Settlements. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2117753](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2117753)
- Čeh Časni, A., Andabaka Badurina, A., & Basarac, M. (2014, June). Public debt and growth: evidence from Central, Eastern and Southeastern European countries. In Proceedings of Rijeka Faculty of Economics. *Journal of Economics and Business* 32(1), 35-51.
- Checherita-Westphal, C., & Rother, P. (2012). The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area. *European Economic Review*, 56(7), 1392-1405. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2012.06.007>

- Chowdhury, A. (2001). *External debt and growth in developing countries: a sensitivity and causal analysis*. (WIDER-Discussion Papers. No.95). World Institute for Development Economics Research.  
[https://epublications.marquette.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1490&context=econ\\_fac](https://epublications.marquette.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1490&context=econ_fac)
- Çiçek, H., Gözegir, S., & Çevik, E. (2010). Bir maliye politikası aracı olarak borçlanma ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneği (1990–2009). *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1), 141-156.
- Dincă, G., & Dincă, M. S. (2015). Public debt and economic growth in the EU post-communist countries. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 18(2), 119-132.
- DiPeitro, W. R., & Anoruo, E. (2012). Government size, public debt and real economic growth: a panel analysis. *Journal of Economic Studies*, 39(4), 410-419.  
<https://doi.org/10.1108/01443581211255620>
- Eberhardt, M. & Teal, F. (2010). *Productivity analysis in global manufacturing production*. (Economics Series Working Papers. No.515). University of Oxford Department of Economics Discussion Paper Series. [https://ora.ox.ac.uk/objects/uuid:ea831625-9014-40ec-abc5-516ecfbd2118/download\\_file?file\\_format=pdf&safe\\_filename=paper515.pdf&type\\_of\\_work=Working+paper](https://ora.ox.ac.uk/objects/uuid:ea831625-9014-40ec-abc5-516ecfbd2118/download_file?file_format=pdf&safe_filename=paper515.pdf&type_of_work=Working+paper)
- Eberhart M., & Bond, S.R. (2009). *Cross-sectional dependence in non-stationary panel models: A novel estimator*. (MPRA Paper. No. 17692). University Library of Munich. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/17692/>
- Égert, B. (2015). Public debt, economic growth and nonlinear effects: Myth or reality?. *Journal of Macroeconomics*, 43, 226-238. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.11.006>
- Elmendorf, D. W., & Mankiw, N. G. (1998). *Government debt*. (Working No. 1820). Harvard Institute of Economic Research.
- Gallup, J. L., Sachs, J. D., & Mellinger, A. D. (1999). Geography and economic development. *International Regional Science Review*, 22(2), 179-232.  
<https://doi.org/10.1177/016001799761012334>
- Grennes, T., Caner, M., & Koehler-Geib, F. (2010). *Finding the tipping point--when sovereign debt turns bad*. The World Bank.
- Kim, E., Ha, Y., & Kim, S. (2017). Public debt, corruption and sustainable economic growth. *Sustainability*, 9(3), 433. <https://doi.org/10.3390/su9030433>
- Lopes da Veiga, J. A., Ferreira-Lopes, A., & Sequeira, T. N. (2016). Public debt, economic growth and inflation in African economies. *South African Journal of Economics*, 84(2), 294-322.  
<https://doi.org/10.1111/saje.12104>
- Lorentzen, P., McMillan, J., & Wacziarg, R. (2008). Death and development. *Journal of Economic Growth*, 13(2), 81-124.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
- Minea, A., & Parent, A. (2012). *Is high public debt always harmful to economic growth? Reinhart and Rogoff and some complex nonlinearities*. (Working Paper, No.12-08). Association Française de Cliométrie (AFC). <http://publi.cerdi.org/ed/2012/2012.18.pdf>



- Panizza, U., & Presbitero, A. F. (2013). Public debt and economic growth in advanced economies: A survey. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 149(2), 175-204.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (1996). *Testing for the Existence of a Long-run Relationship*. (Cambridge Working Papers in Economics, No.9622). University of Cambridge. <https://econpapers.repec.org/paper/camcamdae/9622.htm>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634. <https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156>
- Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (Working Paper No.435). University of Cambridge. <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, H. M., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM Test of error cross-section independence, *The Econometrics Journal*, 11, 105-127. <http://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x>
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a time of debt. *American Economic Review*, 100(2), 573-78. <https://doi.org/10.1257/aer.100.2.573>
- Saint-Paul, G. (1992). Fiscal policy in an endogenous growth model. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1243-1259.
- Smyth, D. J., & Hsing, Y. (1995). In search of an optimal debt ratio for economic growth. *Contemporary Economic Policy*, 13(4), 51-59. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.1995.tb00731.x>
- Spilioti, S. (2015). The relationship between the government debt and GDP growth: evidence of the Euro area countries. *Investment Management and Financial Innovations*, 12(1), 174-178.
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the Fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193-223. <https://doi.org/10.1002/jae.967>
- Zouhaier, H., & Fatma, M. (2014). Debt and economic growth. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(2), 440-448.