

# BRICS+T Ülkelerinde Finansal Gelişme ve Askeri Harcamaların GSYİH Üzerindeki Etkisi: Fourier Bootstrap ARDL Yaklaşımı

Neman EYLASOV \*

Ayşe Nur ŞAHİNLER \*\*

Ramazan KILIÇ \*\*\*

Nijat GASIM \*\*\*\*

## ÖZ

Askeri harcamalar, bir ülkenin savunma politikalarının temelini oluşturarak uluslararası arenada hayati bir rol oynamaktadır. Askeri harcamalar ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki ilk kez Benoit (1973, 1978) tarafından incelenmiş ve bu ilişki literatüre "Benoit hipotezi" olarak geçmiştir. Bu çalışmada askeri harcamalar ve finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi Benoit hipotezi kapsamında BRICS+T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye) ülkeleri için 1992-2021 yıllık veri kullanılarak araştırılmıştır. Değişkenlerin durağanlıkları, ADF ve Esnek Fourier ADF birim kök testleri kullanılarak incelenmiş ve ardından Fourier Bootstrap ARDL ve Bayer-Hanck yöntemleriyle değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi araştırılmıştır. FB-ARDL yöntemi, eş-bütünleşme ilişkisini sadece Türkiye'de bulurken, Bayer-Hanck eş-bütünleşme testi tüm ülkelerde eş-bütünleşme ilişkisi tespit etmiştir. FB-ARDL uzun dönem tahmin sonucuna göre Türkiye'de finansal gelişme ekonomik büyümeyi pozitif, askeri harcamalar ise negatif etkilemektedir. Dolayısıyla Türkiye'de Benoit hipotezi geçersizdir. BRICS ülkeleri için FMOLS uzun dönem tahmin sonuçları şu şekildedir; A) Brezilya ve Güney Afrika hariç tüm ülkelerde finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi pozitif ve anlamlıdır. B) Rusya ve Çin'de askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. C) Brezilya, Hindistan ve Güney Afrika'da askeri harcamaların ekonomik büyümeyi negatif etkilediği görülmüştür (Benoit hipotezi geçersizdir). Son olarak, çalışmada tüm ülkeler için değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Fourier Toda-Yamamoto yöntemiyle araştırılmış ve sonuçlar çalışmanın son bölümünde raporlanmıştır. Çıkan ekonometrik sonuçlara dayanarak, farklı politika önerileriyle çalışma sonlandırılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Benoit Hipotezi, Fourier Bootstrap ARDL, Finansal Gelişme, Ekonomik Büyüme, Fourier ADF, Fourier Toda-Yamamoto

**JEL Sınıflandırılması:** P24, O16, H56, C32, C51

\* Doktora Öğrencisi, İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Bölümü, e-posta: nemaneylasov@ogr.iu.edu.tr, ORCID Bilgisi: 0000-0002-0087-2808

\*\* Arş. Gör., Ankara Yıldırım Beyazıt Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi, İktisat Bölümü, e-posta: aysenursahinler@aybu.edu.tr, ORCID Bilgisi: 0000-0001-8724-8444

\*\*\* Prof. Dr., Kütahya Dumlupınar Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, e-posta: ramazan.kilic@dpu.edu.tr, ORCID Bilgisi: 0000-0002-2484-7471

\*\*\*\* Araştırmacı, Bakü Devlet Üniversitesi, Araştırma, Geliştirme ve Yenilik Mükemmeliyet Merkezi, e-posta: nijatgasim@gmail.com, ORCID Bilgisi: 0000-0002-3976-1283

(Makale Gönderim Tarihi: 24.03.2023 / Yayına Kabul Tarihi: 13.09.2024)

Doi Number: 10.18657/yonveek.1270661

Makale Türü: Araştırma Makalesi

## The Impact of Financial Development and Military Expenditures on GDP in BRICS+T Countries: Fourier Bootstrap ARDL Approach

### ABSTRACT

*Military expenditure plays an important role in the international arena as it forms the basis of a country's defence policy. The relationship between military expenditures and economic growth was first examined by Benoit (1973, 1978) and this relationship was mentioned in the literature as the "Benoit hypothesis". In this study, the effect of military expenditures and financial development on economic growth was investigated using 1992-2021 annual data for BRICS + T (Brazil, Russia, India, China, South Africa, and Türkiye) countries within the scope of the Benoit hypothesis. The stationarity of the variables was examined using ADF and Flexible Fourier ADF unit root tests, and then the cointegration relationship between the variables was investigated with Fourier Bootstrap ARDL and Bayer-Hanck methods. While the FB-ARDL method found a cointegration relationship only in Türkiye, the Bayer-Hanck cointegration test detected a cointegration relationship in all countries. According to the FB-ARDL long-run estimation result, financial development in Türkiye affects economic growth positively and military expenditures negatively. Therefore, the Benoit hypothesis is invalid in Türkiye. FMOLS long-run estimation results for BRICS countries are as follows; A) The effect of financial development on economic growth is positive and significant in all countries except Brazil and South Africa. B) Military expenditures do not have a statistically significant effect on economic growth in Russia and China. C) It has been observed that military expenditures negatively affect economic growth in Brazil, India, and South Africa (Benoit hypothesis is invalid). Finally, the causality relationship between the variables for all countries in the study was investigated with the Fourier Toda-Yamamoto method and the results were reported in the last section of the study. Based on the econometric results, the study was concluded with different policy recommendations.*

**Key Words:** Benoit Hypothesis, Fourier Bootstrap ARDL, Financial Development, Economic Growth, Fourier ADF, Fourier Toda-Yamamoto

**JEL Classification:** P24, O16, H56, C32, C51

### GİRİŞ

Akademik literatürde, ekonomik büyüme ile askeri harcamalar arasındaki ilişki, farklı teorik yaklaşımlar, ekonometrik yöntemler ve çeşitli ülke grupları üzerinde detaylı olarak incelenmiştir. Özellikle Benoit (1978) tarafından yürütülen öncü çalışma, askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerindeki etkisine dair ilgiyi artırmıştır. Ancak literatürde askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin pozitif mi yoksa negatif mi olduğu konusunda kesin bir uzlaşma bulunmamaktadır.

Askeri harcamaların ekonomik büyüme ile olan ilişkisi, genellikle dört farklı hipotez altında ele alınmaktadır: askeri harcamalara dayalı büyüme, büyümeye dayalı askeri harcamalar, geri besleme hipotezi ve tarafsızlık hipotezi. Benoit (1978)'in çalışması, askeri harcamalardaki artışın ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu gösterirken, Deger (1986) ise askeri harcamaların ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediğini belirtmiştir. Ram (1993), bu iki farklı yaklaşımı arz ve talep yönlü etkiler olarak ayırtmıştır. Arz yönlü etkilerde kıt kaynakların fırsat maliyetleri üzerinde durulmaktadır ve Deger (1986)'e göre askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerinde olumsuz bir etkisi olduğu vurgulanmıştır.

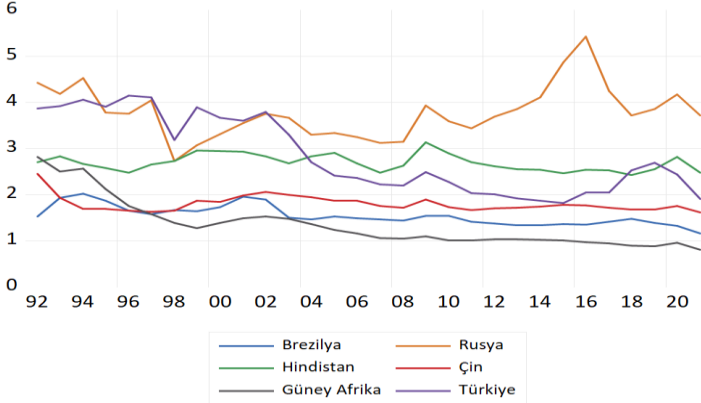
Literatürde, birçok çalışma askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerinde negatif etkisi olduğunu savunmaktadır (Rothschild, 1973; Lim, 1983; Asseery, 1996; Karagol ve Palaz, 2004; Mylonidis, 2008; Manamperi, 2016; Becker ve Dunne, 2023). Ancak Ram'e göre bu negatif etkinin tam olarak ortaya çıkabilmesi için askeri harcamaların sosyal refaha katkısının sıfır olması gerekmektedir. Ayrıca askeri harcamaların ekonomik büyümeyi olumlu etkileyebileceğini savunan çalışmalar da bulunmaktadır (Frederiksen ve Looney, 1983; Mueller ve Ateşoğlu, 1993; Yıldırım vd., 2005; Yıldırım ve Öcal, 2016; Ajmair vd., 2018; Ünsal, 2020; Dimitraki ve Win, 2021; Raifu ve Aminu, 2023). Askeri harcamaların artışı kamu harcamalarındaki genel bir artışın çarpan etkisiyle ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkileyebilir. Bu literatürde "talep yönlü etki" olarak da adlandırılmaktadır. Karadam vd. (2017) tarafından yapılan bir çalışmada savunma harcamalarının ekonomiye teknoloji transferleri, güvenlik sağlama ve insan sermayesi oluşturma gibi pozitif dışsallıklar sağladığı belirtilmiştir. Bu dışsallıkların ekonomik büyümenin olumlu bir şekilde teşvik edilmesinde etkili olabileceği görülmektedir.

Ekonomik büyümenin askeri harcamaları etkileyebileceğini gösteren çalışmalar da mevcuttur (Joering, 1986; Gokmenoglu vd., 2015; Yıldız ve Yıldız, 2019). Safdari vd. (2011)'ne çalışmasına göre, yüksek ekonomik büyüme oranlarına sahip bir ülke hem yurt içi hem de yurt dışı tehditlere karşı güvenliğini sağlamak için savunma harcamalarını artırabilir. Bu durum ekonomik büyümenin kazanımlarını korumak ve ülkenin istikrarını sürdürmek amacıyla bir strateji olarak kabul edilebilir.

Askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerindeki etkisi çift yönlü bir ilişki şeklinde ortaya çıkabilir: Askeri harcamalardaki artış ekonomik büyümeyi farklı yollarla etkileyebilir; bunlar talep ve arz gibi dinamikleri içerir. Öte yandan ekonomik büyüme kapitalist kalkınmanın devamı için savunma harcamalarına olan ihtiyacı artırabilir. Bu durum geri besleme mekanizmasıyla çalışır (Hatemi-J vd., 2018: 1195). Son olarak tarafsızlık hipotezi çerçevesinde askeri harcamalar ve ekonomik büyüme arasında doğrudan bir ilişki yoktur. Bu bağlamda askeri harcamaların ekonomik büyümeyle değil, çatışma ve tehditlerin artışıyla ilişkili olarak yükseldiğini öne sürer (Hatemi-J vd., 2018: 1195). Yani ekonomik büyüme hızı artsa bile askeri harcamaların yükselmesi ekonomik büyümeye değil, ulusal veya uluslararası güvenlik tehditlerinin büyümesine bağlıdır. Bu hipotez, askeri harcamaların ekonomik büyümeyle doğrudan bir korelasyona sahip olmadığını fakat askeri tehditlerin ve çatışmaların artışıyla şekillendiğini belirtir. Korkmaz ve Bilgin (2017), Kılıç vd. (2018) ve Lobont vd. (2019) tarafından yapılan çalışmalar geri besleme hipotezini destekler sonuçlar bulurken, Özer (2020) ve Ayla (2020) tarafından yapılan çalışmalar yansızlık hipotezini destekler sonuçlar bulmuşlardır. Şekil 1'de BRICS+T ülkelerinin 1992-2021 döneminde askeri harcamalarının GSYİH'nin yüzdesi olarak gösterilmiştir. Grafiklerde, tüm ülkeler için çeşitli savaş, pandemi ve kriz durumlarına bağlı olarak yapısal kırılmaların olduğu görülmektedir. Grafikten de görüldüğü gibi, askeri harcamalar en yüksek olan ülke Rusya'dır. 2018 pandemi öncesinde Türkiye'nin Hindistan'dan daha yüksek askeri

harcamalara sahip olduğu, ancak pandemi sonrasında bu harcamaların azaldığı gözlemlenmektedir.

Şekil 1. BRICS+T Ülkelerinde Askeri Harcamalar



**Kaynak:** World Bank (2023)

Ekonomik büyüme ile finansal gelişme arasındaki ilişki konusunda literatürde geniş bir fikir birliği olmamakla birlikte, bu ilişkiyi açıklamak için dört temel hipotez öne sürülmüştür. İlk olarak, arz yönlü büyüme hipotezi finansal gelişmenin ekonomik büyümeyi olumlu etkilediğini savunmaktadır (King ve Levine, 1993; Demetriades ve Hussein, 1996; Xu, 2000; Ghirmay, 2004; Colombage, 2009; Menyah vd., 2014; Eyüboğlu ve Akan, 2020; Gürsucu, 2021; Fendoğlu, 2021). Bu yaklaşıma göre, finansal gelişme ekonomik büyümeyi teşvik ederken, finansal aracılık hizmetleri sayesinde tasarrufların artması ve daha etkin yatırımların gerçekleştirilmesi sağlanmaktadır (Patric, 1966; Gregorio, 1995; Al-Yousif, 2002).

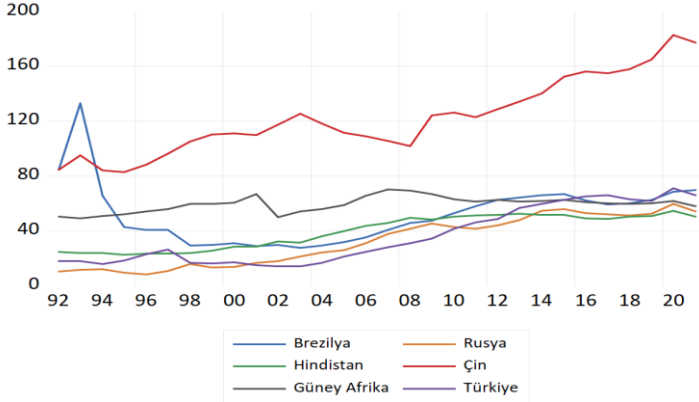
Robinson (1952) çalışmasına dayanan ikinci görüş, finansal gelişmenin ekonomik büyümeyi izlediğini vurgular (Demetriades ve Hussein, 1996; Al-awad ve Harb, 2005; Colombage, 2009; Erkişi, 2018). Bu tek yönlü ilişki literatürde talep yönlü olarak da bilinmektedir. Bu yaklaşıma göre ekonomik büyüme arttıkça finansal hizmetlere olan talep ve dolayısıyla finansal aracılık hizmetleri de artış gösterecektir. Şirketlerin içsel kaynaklarından finansman kapasitesinin azalması ve farklı sektörler arasındaki büyüme farklılıkları, finansal aracılığa olan ihtiyacı artırır. Finansal sistem ekonomik büyümeyi desteklemek amacıyla genişleyerek daha fazla ve kaliteli hizmet sunmaya yönelecektir (Patrick, 1966: 174).

Üçüncü hipotez, diğer iki hipotezin öngördüğü tek yönlü ilişkiye karşı çift yönlü bir ilişkiyi savunmaktadır (Shan vd., 2001; Al-Yousif, 2002; Apergis vd., 2007; Ergür ve Özek, 2020). Berthélemy ve Varoudakis (1995), finansal gelişme ve ekonomik büyümenin birbirini çift yönlü olarak güçlendirdiğini öne sürmektedir. Finansal gelişme ekonomik büyümenin temel dinamiklerinden biridir, çünkü finansal araçlar hane halkının tasarruflarını toplayarak bunları verimli yatırım projelerine yönlendirmektedir. Bu süreçte bankalar gibi finansal kurumlar bilgi toplama ve değerlendirme işlevleri sayesinde kaynakların en uygun alanlara

tahsis edilmesini sağlamaktadır. Finansal aracılık sermaye birikimini hızlandırarak firmaların fiziksel sermaye ve işgücüne daha verimli erişimini sağlar; bu da üretkenliği artırır ve ekonomik büyümeyi hızlandırmaktadır. Ayrıca finansal gelişmenin getirdiği ölçek ekonomileri, bankaların verimliliğini artırarak aracılık maliyetlerini düşürür ve dolayısıyla sermaye tahsisini daha etkin hale getirmektedir. Diğer yandan ekonomik büyüme finansal sektör üzerinde önemli dışsallıklar yaratarak onun gelişimini teşvik etmektedir. Reel sektördeki büyüme, tasarrufların artmasına ve finansal piyasaların genişlemesine yol açmaktadır. Bu genişleme, bankaların ve diğer finansal kurumların verimliliğini artırarak işgücü verimliliğini yükseltmektedir. Ayrıca büyüyen finansal piyasa, bankacılık sektöründe ölçek ekonomileri yaratarak finansal aracılık hizmetlerinin maliyetini düşürmektedir. Ancak bu süreç aynı zamanda eksik rekabet koşullarını da beraberinde getirebilir; çünkü finansal piyasaların büyümesi, bankaların sayısını artırarak finansal aracılık marjlarını daraltabilmektedir. Sonuç olarak ekonomik büyüme ve finansal gelişme arasındaki bu karşılıklı etkileşim birbirini güçlendiren bir döngü oluşturmaktadır. Son olarak finansal gelişmenin ekonomik büyümeyi olumsuz etkileyebileceği görüşü de literatürde yer almaktadır (Gregorio ve Guidotti, 1995; Singh, 1997; Sing ve Weisse, 1998; Al-Yousif, 2002; Önder, 2022). Bu yaklaşıma göre gelişmekte olan ülkelerde hisse senedi piyasalarının yüksek volatilitesi ve belirsiz fiyatlandırma süreçleri etkili yatırım tahsisatını engelleyebilmektedir. Ayrıca iç ve dış ekonomik şoklar hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki etkileşimleri karmaşıklaştırarak makroekonomik istikrarsızlığı artırabilmekte ve ekonomik büyümeyi olumsuz etkileyebilmektedir. Şekil 2'de 1992-2021 döneminde BRICS+T ülkelerinin finansal gelişmesi, GSYİH'nin yüzdesi olarak sunulmuştur. Çin, finansal gelişim açısından en önde gelen ülke olarak belirginleşmektedir. Brezilya ise 1993 yılında ülkenin para birimi olan Brezilya realinin değer kaybetmesiyle ani bir düşüş yaşamıştır. Diğer ülkelerde ise finansal gelişim zamanla artmış ve benzer değerler gözlenmiştir.

Bu çalışmada, BRICS+T ülkelerinde askeri harcamaların ve finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi Benoit hipotezi çerçevesinde araştırılmıştır. Literatürde BRICS+T ülkeleri için bu konuda kısıtlı çalışma bulunması nedeniyle, Yilanci vd. (2020), Nazlioglu vd. (2016), Enders ve Lee (2012) tarafından literatüre kazandırılan yöntemlerle analiz yapılarak literatüre önemli bir katkı sağlanması hedeflenmektedir.

Şekil 2. BRICS+T Ülkelerinde Finansal Gelişme



Kaynak: World Bank (2023)

Çalışmanın giriş bölümünden sonra gelen birinci bölümde, finansal gelişmenin ve askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerindeki etkisini inceleyen eski çalışmalara yer verilmiştir. İkinci bölüm olan model ve veri kısmında, ekonometrik bir model oluşturulmuş ve değişkenler tanımlanmıştır. Üçüncü bölümde, çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemler hakkında kısa bir bilgi sunulmuştur. Dördüncü bölümde ise ekonometrik yöntemlerden elde edilen ampirik sonuçlar yorumlanarak sonuç kısmında politika önerileri sunulmuştur.

## I. LİTERATÜR TARAMASI

Bu bölümde, literatür taraması iki temel başlık altında incelenmiştir. İlk olarak, finansal gelişimin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştıran çalışmalara odaklanılmıştır. Ardından Benoit hipotezi bağlamında askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerindeki etkisini inceleyen eski çalışmalara değinilmiştir.

### A. Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki

Önder (2022), Brezilya, Hindistan, Güney Afrika, Endonezya ve Türkiye gibi kırılırgan beşli ülkeler için 1990-2019 dönemine ait verileri kullanarak, finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmada Panel Westerlund eş-bütünleşme testi kullanılmış ve sonuçlar, Endonezya dışındaki tüm ülkelerde finansal gelişmenin ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkilediğini ve bu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermiştir.

Eyüboğlu ve Akan (2020), Türkiye'de finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini 1980-2016 dönemi için RALS-EG eş-bütünleşme yöntemiyle incelemiştirlerdir. FMOLS ve DOLS uzun dönem tahmin sonuçlarına göre, Türkiye'de finansal gelişimin ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilediği belirlenmiştir. Ayrıca çalışmada Granger nedensellik testi kullanılarak finansal gelişmeden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Türkiye'ye ilişkin diğer çalışmalar, Ozcan ve Ari (2011), Akkay (2010) ve Gürsucu (2021) tarafından yapılmış ve bu çalışmalarda da Granger ve Toda-

Yamamoto nedensellik yöntemleri kullanılarak finansal gelişme ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Fendoğlu (2021) çalışmasında Fourier ADL eş-bütünleşme yöntemini kullanarak Türkiye`de 1960-2017 dönemi için finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelenmiştir. Fourier ADL eş-bütünleşme sonucuna göre Türkiye`de değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisi bulunmamıştır. Eş-bütünleşme ilişkisi bulunmadığından değişkenler arasında neden-sonuç ilişkisinin belirlenmesi için Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılmış ve Türkiye`de finansal gelişmeden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik bulunmuştur.

Türkiye için yapılan bir diğer çalışmada Uslu (2022) Maki ve Gregory-Hansen yapısal kırılmalı eş-bütünleşme testlerini kullanarak 1960-2019 dönemi için finansal gelişme göstergelerinden olan para arzı ve kredi miktarı değişkenleri ve ekonomik büyüme değişkeni arasında eş-bütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Çıkan uzun dönem sonuçlarına göre finansal gelişme göstergelerinden olan hem para arzı hem de kredi miktarı değişkenleri ekonomik büyümeyi pozitif etkilemektedir.

Sofuoğlu (2022) çalışmasında, D8 ülkelerinde finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi Panel VAR yaklaşımıyla 1985-2020 dönemi için incelenmiş ve finansal gelişmede meydana gelen şokların ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu sonucuna varmıştır.

Pata (2020) çalışmasında ARDL sınır testi ile Türkiye`de 1965-2017 dönemi için finansal gelişimin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmıştır. ARDL uzun ve kısa dönem sonuçlarına göre finansal gelişim ekonomik büyümeyi pozitif etkilemektedir.

Şahin ve Temelli (2022) BRICS+T ülkeleri üzerine yaptıkları çalışmada, panel tesadüfi etkiler modelini kullanarak, finansal gelişimin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Driscoll ve Kraay tahmincisine göre, BRICS+T ülkelerinde finansal gelişimin ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Ergür ve Özek (2020) BRICS+T ülkeleri için Emirmahmutoğlu ve Köse nedensellik testi kullanarak finansal gelişme ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında nedensellik ilişkisini incelemiştir. Çıkan nedensellik sonuçlarına göre Çin`de finansal gelişim ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında çift yönlü, Brezilya`da ise finansal gelişmeden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Son olarak, Erkişi (2018) çalışmasında panel veri yöntemi kullanarak BRICS+T ülkeleri için ekonomik büyümeden finansal gelişmeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

### **B. Askeri Harcamalar ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki (Benoit Hipotezi)**

Benoit (1978), 44 gelişmekte olan ülkenin 1950-1965 yıllarına ait verilerini kullanarak yaptığı ilk çalışmada, askeri harcamalar ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Yapılan korelasyon analizi sonucunda, askeri harcamaların iktisadi büyümeyi olumlu yönde etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır. Bu çalışmanın

ardından, askeri harcama ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmaların sayısında artış gözlemlenmiştir.

Gokmenoglu vd. (2015) tarafından yapılan çalışmada, Türkiye'nin 1988-2013 döneminde askeri harcamalar ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi Johansen ve VECM yöntemleriyle analiz etmişlerdir. Bu çalışmada, iktisadi büyümeden savunma harcamalarına doğru tek yönlü bir ilişki bulunmuştur.

Korkmaz ve Bilgin (2017) çalışmasında, Johansen-Juselius ve Granger nedensellik testlerini kullanarak Türkiye ve ABD'nin 1961-2015 dönemi için uzun dönem denge ilişkisini incelemişlerdir. Elde edilen bulgulara göre, ABD için nedensellik ilişkisi bulunmamıştır, ancak Türkiye için çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Manamperi (2016) tarafından gerçekleştirilen çalışmada, Türkiye ve Yunanistan'ın 1970-2013 dönemlerine ait verileri kullanarak askeri harcamalar ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi VECM ve ARDL yöntemleriyle analiz etmiştir. Sonuçlar, savunma harcamalarının Türkiye için hem kısa hem de uzun dönemde ekonomik büyüme üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Ancak Yunanistan için yapılan analizde, savunma harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı bulunmuştur.

Ajmair vd. (2018) çalışmalarında, Pakistan'ın 1990-2015 dönemi için savunma harcamaları, asker sayısı ve ekonomik büyüme değişkenleri arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testiyle incelemişlerdir. Bulgularında ise kısa dönem için savunma harcamaları ve asker sayısının ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediği belirlenmiştir. Ancak uzun dönem tahmin sonuçlarına göre, ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkileyen sadece asker sayısıdır.

Kılıç vd. (2018), G8 ülkeleri için 1992-2016 yılları arasındaki verileri kullanarak değişkenler arasındaki ilişkiyi panel veri ve Emirmahmutoğlu-Köse nedensellik yöntemleriyle incelemiştir. Çalışmanın nedensellik sonuçlarına göre, G8 ülkelerinde askeri harcamalardan iktisadi büyümeye doğru çift yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir.

Lobonç vd. (2019), Romanya'nın 1991-2016 dönemine ait verilerini kullanarak değişkenler arasındaki nedenselliğin yönünü belirlemek için Granger nedensellik testi uygulamışlardır. Yapılan nedensellik analizi sonucunda, savunma harcamaları ile GSYİH arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Yıldız ve Yıldız (2019), 1990-2015 yılları arasında beş ülke için Konya panel nedensellik yöntemini kullanarak değişkenler arasındaki nedensellik yönünü incelemişlerdir. Çalışma sonuçlarına göre, sadece İran'da değişkenler arasında çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Diğer tüm ülkeler için ise ekonomik büyümeden savunma harcamalarına doğru tek yönlü nedensellik gözlemlenmiştir.

Aydın (2021), Türkiye için Benoit hipotezinin geçerliliğini test etmek amacıyla 1960-2017 verilerini kullanarak ARDL ve Toda-Yamamoto nedensellik testlerini uygulamıştır. Sonuçlar, Türkiye verilerinin Benoit hipotezini desteklediğini göstermektedir, yani savunma harcamalarının ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediğini ortaya koymaktadır. Ayrıca nedensellik sonuçlarına göre,



askeri harcamalardan iktisadi büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Özer (2020) çalışmasında Türkiye için, Fourier ADL koentegrasyon ve Toda-Yamamoto nedensellik testlerini kullanarak 1960-2017 yılları arasındaki değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Ancak çalışmanın sonuçlarına göre ne eş-bütünleşme ne de nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Oğul (2022), ABD, Çin, Hindistan, Rusya ve Birleşik Krallık ülkeleri için 1960-2017 döneminde askeri harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini Pedroni ve Kao panel eş-bütünleşme testleriyle araştırmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre, askeri harcamalarının iktisadi büyüme üzerindeki etkisinin pozitif olduğu belirlenmiştir.

Dimitraki ve Win (2021) çalışmalarında, Ürdün'ün 1970-2015 dönemine ait verileri kullanarak değişkenler arasındaki ilişkiyi kırılmalara izin veren Gregory-Hansen eş-bütünleşme ve ARDL sınır testi ile incelemiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre, Ürdün'de askeri harcamalar ile iktisadi büyüme arasında kısa ve uzun vadeli pozitif bir ilişki tespit edilmiştir.

Ünsal (2020) çalışmasında, 1970-2017 yılları arasında G7 ülkelerine panel veri tahmini yaparak değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sonuç olarak, G7 ülkelerinde askeri harcamaların iktisadi büyümeyi pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Ayrıca G7 ülkeleri için Benoit hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

Ayla (2020) çalışmasında, 1997-2018 dönemi için D8 ülkeleri için panel veri analizi yaparak askeri harcamaların iktisadi büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki bulamadığını ortaya koymuştur. Son olarak, Çınar ve Ünsal (2021) tarafından yapılan çalışmada, 1997-2019 verileri kullanılarak 9 Orta Doğu ülkesinde değişkenler arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testi ile analiz etmiştir. Araştırmada, Orta Doğu ülkelerinde savunma harcamaları ile GSYH arasında uzun dönemde pozitif ve asimetric bir ilişki olduğu, ancak kısa dönemde bu ilişkinin negatif ve simetric olduğu belirlenmiştir.

## II. MODEL VE VERİ

Bu çalışmada, 1992-2021 dönemi için Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin Güney Afrika ve Türkiye'de askeri harcamalar ve finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini Benoit hipotezi çerçevesinde araştırmak için Denklem 1'de belirtilen fonksiyon kullanılmıştır.

$$GDP = f(FD, MX) \quad (1)$$

Burada değişkenlerin logaritması alınarak, Denklem 2'deki ekonometrik model oluşturulmuştur.

$$LGDP_t = \beta_0 + \beta_1 LFD_t + \beta_2 LMX_t + u_t \quad (2)$$

Denklem 2'de  $\beta_0$  sabit terimi,  $u_t$  ise hata terimini ifade etmektedir.  $\beta_1$  ve  $\beta_2$  parametreleri ise sırasıyla finansal gelişme ve askeri harcamalarının katsayılarını belirtmektedir. Genel olarak finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerinde olumlu bir etkiye sahip olması beklenmektedir; bu nedenle Denklem 2'de, tüm ülkeler için  $\beta_1$  katsayısının pozitif olması gözlenebilir (Saidi, 2018; Asteriou ve Spanos, 2019; Ahmed vd., 2022). Diğer bir yandan Benoit hipotezinin geçerli

olabilmesi için  $\beta_2$  katsayısının da pozitif bir değere sahip olması gerekmektedir (Dimitraki ve Win, 2021; Oğul, 2022; Ünsal, 2022). Eğer  $\beta_2$  katsayısı negatif bir değere sahip olursa, Benoit hipotezi geçersiz olacaktır (Budhathoki, 2024; Azam, 2020; Klein, 2004). Çalışmada kullanılan değişkenlerin tanımı Tablo 1'de sunulmuştur. Tüm değişkenlerin verileri Dünya Bankası'ndan elde edilmiş ve ekonometrik analizlerde değişkenlerin logaritmik dönüşümleri kullanılmıştır.

Finansal gelişme göstergeleri arasında M1/GDP (dar para arzı), M2/GDP, M2Y/GDP ve M3/GDP gibi oranlar bulunmasına rağmen, bu çalışmada finansal gelişmeyi ölçmek için bankalar tarafından özel sektöre sağlanan yurt içi kredi oranı (GSYİH'nın yüzdesi) tercih edilmiştir. King ve Levine (1993)'e göre, finansal hizmetlerin genişlemesi ekonomik büyümeyi teşvik edebilir. Daha gelişmiş bir finansal sistem, reel sektöre daha fazla kredi sağlar ve riskleri çeşitlendirmektedir. Bankalar tarafından sağlanan özel sektör kredi oranı, finansal gelişimi değerlendirmek için kullanılan bir göstergedir ve yüksek oranlar genellikle daha hızlı ekonomik büyüme ile ilişkilendirilmektedir.

**Tablo 1.** Kullanılan Değişkenlerin Tanımları

Sembol	Değişkenler	Birim
GDP	Kişi başına GSYİH	Sabit 2015 ABD doları
FD	Finansal Gelişme	Bankalar tarafından özel sektöre yurt içi kredi (GSYİH'nin yüzdesi)
MX	Askeri Harcamalar	GSYİH'nin yüzdesi

Tablo 2'de tüm ülkeler için değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri sunulmuştur. Görüldüğü üzere ülkelerde ekonomik büyüme (GDP) değişkeni normal dağılmaktadır. Hesaplanan Jarque-Bera test istatistik değerinin olasılık değeri 0.05'ten büyük olduğu için sıfır hipotezi reddedilmemektedir. Finansal gelişim (FD) değişkeni ise Brezilya ülkesinden başka diğer tüm ülkelerde normal dağılmaktadır. Son olarak, askeri harcamalar (MX) değişkeni sadece Çin ve Güney Afrika'da normal dağılmamaktadır. Dolayısıyla değişkenlerin logaritmik değerleri alınarak analize devam edilmesi daha sağlıklı sonuçlar verecektir.

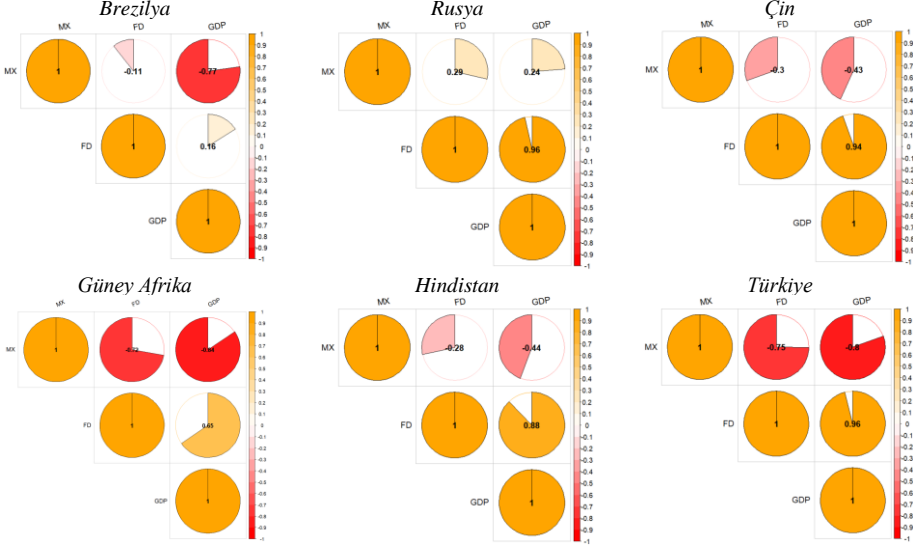
**Tablo 2.** Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

		GDP	FD	MX
Brezilya	Ortalama	7653.686	52.28646	1.544097
	Maksimum	9216.132	133.0759	2.016008
	Minimum	5911.687	27.68567	1.163682
	Standart Sapma	1042.870	22.14554	0.212622
	Jarque-Bera	2.756446	30.70314	2.769536
	Olasılık	0.252026	0.000000	0.250382
Rusya		GDP	FD	MX
	Ortalama	7553.095	32.56645	3.785382
	Maksimum	10251.68	59.58230	5.425148
	Minimum	4515.509	8.293505	2.732649
	Standart Sapma	2004.817	17.90826	0.564066
	Jarque-Bera	3.366381	3.271525	4.271027
Olasılık	0.185780	0.194804	0.118184	
Hindistan		GDP	FD	MX
	Ortalama	1128.247	39.62220	2.690243
	Maksimum	1961.961	54.57172	3.129385
	Minimum	546.4410	22.51077	2.424285

	Standart Sapma	464.1482	12.06263	0.180387
	Jarque-Bera	2.697026	3.866590	1.617816
	Olasılık	0.259626	0.144671	0.445344
Çin		GDP	FD	MX
	Ortalama	4895.939	122.7599	1.800430
	Maksimum	11223.26	182.8681	2.449542
	Minimum	1100.646	83.09731	1.613074
	Standart Sapma	3196.052	27.64713	0.170959
	Jarque-Bera	2.840662	1.828505	49.72629
	Olasılık	0.241634	0.400816	0.000000
Güney Afrika		GDP	FD	MX
	Ortalama	5434.057	59.50025	1.344891
	Maksimum	6263.104	70.38188	2.817651
	Minimum	4269.700	48.97013	0.809813
	Standart Sapma	755.0447	5.625629	0.523995
	Jarque-Bera	3.612622	0.446127	14.24473
	Olasılık	0.164259	0.800064	0.000807
Türkiye		GDP	FD	MX
	Ortalama	8399.288	35.91269	2.845248
	Maksimum	13449.93	70.89658	4.139697
	Minimum	5376.159	14.01066	1.812848
	Standart Sapma	2464.418	20.53717	0.830287
	Jarque-Bera	2.757493	3.708226	3.461094
	Olasılık	0.251894	0.156592	0.177187

Şekil 3`te tüm ülkeler için askeri harcamalar, finansal gelişme ve ekonomik büyüme değişkenleri arasındaki korelasyon matrisleri pasta grafiği şeklinde gösterilmiştir. Brezilya`da askeri harcamalar ile ekonomik büyüme değişkenleri arasında negatif yüksek düzeyde bir ilişki, finansal gelişme ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında ise pozitif düşük düzeyde bir ilişki mevcuttur. Rusya`da askeri harcamalar ile ekonomik büyüme değişkenleri arasında pozitif düşük düzeyde bir ilişki, finansal gelişme ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında ise pozitif yüksek düzeyde bir ilişki mevcuttur. Çin ve Güney Afrika`da askeri harcamalar ile ekonomik büyüme arasında negatif ve orta düzeyde bir ilişki gözlenirken, finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasında ise pozitif ve yüksek düzeyde bir ilişki bulunmuştur. Son olarak, Hindistan ve Türkiye`de finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasında pozitif ve yüksek düzeyde bir ilişki gözlemlenirken, Hindistan`ın askeri harcamaları ile ekonomik büyüme arasında negatif ve orta düzeyde bir ilişki, Türkiye'nin ise negatif ve yüksek düzeyde bir ilişki bulunmaktadır.

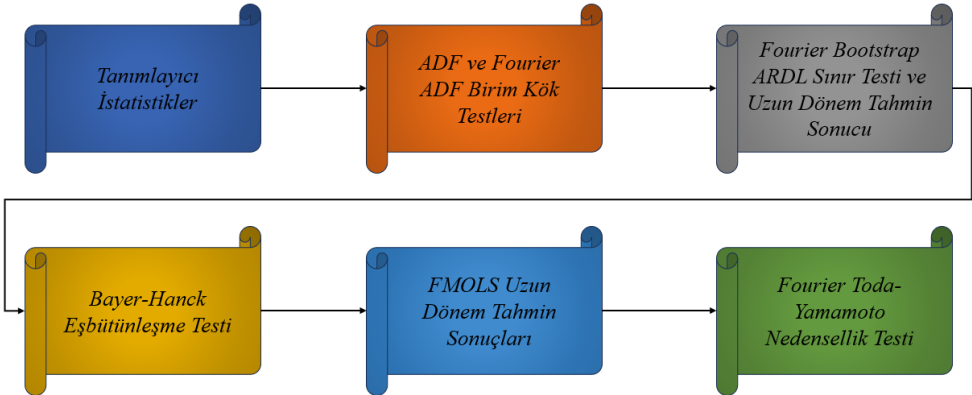
Şekil 3. Pie Grafiği ile Değişkenlerin Korelasyon Matrisi



### III. METODOLOJİ

Bu bölümde çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemler hakkında kısa bilgiye yer verilecektir. Şekil 4'te sıralandığı gibi, ilk olarak değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri sunulmuş, ardından Dickey ve Fuller (1981) ADF ve Enders ve Lee (2012) Esnek Fourier ADF birim kök testleriyle değişkenlerin durağanlıkları incelenmiştir. Tüm ülkeler için değişkenler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisi öncelikle Yılancı vd. (2020) Fourier Bootstrap ARDL yöntemiyle, daha sonra Bayer ve Hanck (2013) birleşik eş-bütünleşme testleriyle araştırılmıştır. Uzun dönem tahmin sonuçları FMOLS yöntemi ile raporlandıktan sonra, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Nazlioglu vd. (2016) Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testiyle incelenerek çalışma sonlandırılmıştır.

Şekil 4. Ekonometrik Metodoloji Sıralaması



### A. Durağanlık Testleri

Bu çalışmada, değişkenlerin durağanlık düzeyini belirlemek için Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen Genişletilmiş DF testi ve yapısal kırılmaları dikkate alan Enders ve Lee (2012) tarafından geliştirilen Esnek Fourier ADF birim kök testleri kullanılmıştır. Çalışmada incelenen değişkenlere özgü olarak uyarlanan Genişletilmiş DF regresyon modelleri, Denklem 3, 4 ve 5'te sunulmuştur.

$$\Delta LGDP_t = \vartheta LGDP_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta LGDP_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta LFD_t = \alpha + \vartheta LFD_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta LFD_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta LMX_t = \alpha + \beta t + \vartheta LMX_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta LMX_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Burada, Denklem 3 sabitsiz ve trendsiz modeli, Denklem 4 sabitli ve trendiz modeli, Denklem 5 ise hem sabitli hem de trendli modeli göstermektedir. Denklemlerde yer alan  $\alpha$  sabit terimi,  $\beta t$  trendi,  $\varepsilon_t$  ise hata terimini ifade etmektedir.  $p$  gecikme sayısını göstermekte olup, AIC ve SC bilgi kriterleri ile otomatik olarak belirlenmektedir. Genişletilmiş DF birim kök testinin hipotezleri aşağıdaki gibidir.

$H_0$ : Seri birim kök içermektedir veya seri durağan değildir.

$H_1$ : Seri birim kök içermemektedir veya seri durağandır.

Değişkenlerin bir gecikmesi yani Denklem 3, 4 ve 5'te gösterilen  $\vartheta$  katsayısının t-istatistiği MacKinnon (1996) çalışmasındaki kritik değerlerinden mutlak olarak büyük çıkarsa yokluk hipotezi reddedilecektir. Bir başka ifade ile seri seviyede durağan olacaktır.

Makro iktisadi değişkenlerde bazen zamana bağlı olarak kırılmalar görülmektedir. Bu yapısal kırılmalar ekonomik kriz, deprem, pandemi gibi nedenlerden dolayı ortaya çıkmaktadır. Yapısal kırılması olan bir zaman serisi değişkenine uygulanan genişletilmiş DF gibi doğrusal birim kök testleri sonuçları yanıltıcı olabilmektedir. Genişletilmiş DF birim kök testinde bu testlerden bir tanesidir. Durağan olan bir değişken yapısal kırılma içerdiğinde, Genişletilmiş DF birim kök testi bu değişkeni durağan değilmiş gibi gösterebilmektedir. Bu yüzden Enders ve Lee (2012) çalışmasında Genişletilmiş DF denklemine Fourier terimleri olarak tanımlanan sinüs ve kosinüs terimlerini ekleyerek, bu sorunu çözmüşlerdir. Esnek Fourier ADF olarak literatüre geçen bu birim kök testi son zamanlar sıklıkla kullanılmaktadır. Yukarıda yer alan Genişletilmiş DF regresyon denklemlerine Fourier terimler eklendiğinde Denklem 6, 7 ve 8'deki regresyon eşitliklerine dönüşmektedir.

$$\Delta LGDP_t = \vartheta LGDP_{t-1} + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta LGDP_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta LFD_t = \alpha + \vartheta LFD_{t-1} + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta LFD_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta LMX_t = \alpha + \beta t + \vartheta LMX_{t-1} + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta LMX_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Bu denklemlerde yer alan  $k$  Fourier frekanslarının sayısını,  $\pi=3,1415$ ,  $t$  trendi,  $T$  gözlem sayısını göstermektedir. Bu testin geçerli olabilmesi için, sinüs ve kosinüs katsayıları olan  $\gamma_1$  ve  $\gamma_2$  katsayılarından en az biri istatistiksel olarak anlamlı olmalıdır. Eğer Fourier terimler istatistiksel olarak anlamlı değilse, klasik Genişletilmiş DF birim kök testi sonuçları geçerli olacaktır. Denklemdaki Fourier terimler anlamlı ve  $\vartheta$  katsayısının  $t$ -istatistik değeri Enders ve Lee (2012) çalışmasındaki kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük bulunursa, yokluk hipotezi reddedilecektir. Yani, değişkenler Esnek Fourier ADF test sonucuna göre seviyede durağan olacaktır.

### B. Eşbütünleşme Testleri

Çalışmada değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi Pesaran vd. (2001) ARDL ve Bayer-Hanck (2013) birleşik eş-bütünleşme yöntemleri ile araştırılmıştır. Araştırmacılar tarafından sıklıkla kullanılan eş-bütünleşme testlerinden biri olan ARDL sınır testi Pesaran vd. (2001) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Bu eş-bütünleşme testinin diğer eş-bütünleşme testlerinden farkı, değişkenlerin seviyede ve birinci dereceden durağan olmalarına izin vermesidir. Fakat değişkenlerden her hangi birisi ikinci dereceden durağan olmamalı ve bağımlı değişken  $I(1)$  yani birinci farkında durağan olmalıdır. Denklem 2'deki model ARDL modeli olarak Denklem 9'daki gibi yeniden yazıla bilir.

$$\Delta LGDP_t = \alpha + \sum_{i=1}^z \beta_{1i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^x \beta_{2i} \Delta LFD_{t-i} + \sum_{i=0}^v \beta_{3i} \Delta LMX_{t-i} + \gamma_1 LGDP_{t-1} + \gamma_2 LFD_{t-1} + \gamma_3 LMX_{t-1} + v_t \quad (9)$$

Denklem 9'da  $\Delta$  değişkenin farkının alındığını,  $v_t$  ise hata terimini göstermektedir.  $z$ ,  $x$  ve  $v$  ARDL gecikmeleri AIC ve SC bilgi kriterleri ile otomatik olarak belirlenmektedir. ARDL sınır testinde değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı  $F_{tüm}$  ve  $t_{bağımlı}$  test istatistikleri ile sınılanmaktadır.  $F_{tüm}$  ve  $t_{bağımlı}$  test istatistiklerinin hipotezleri aşağıdaki gibidir.

$$F_{tüm} = H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0 \text{ (eş-bütünleşme yoktur)}$$

$$t_{bağımlı} = H_0: \gamma_1 = 0 \text{ (eş-bütünleşme yoktur)}$$

Hesaplanan  $F_{tüm}$  ve  $t_{bağımlı}$  istatistik değerleri sırasıyla Narayan (2005) ve Pesaran vd. (2001) çalışmalarındaki üst kritik değerlerinden mutlak olarak büyük çıkarsa yukarıda gösterilen yokluk hipotezleri reddedilecektir. Ayrıca ARDL sınır testinin sonuçlarının güvenilir olması için bazı tanı testlerinin geçerli olması da gerekmektedir. McNown vd. (2018) çalışmalarında literatüre kazandırdıkları Bootstrap ARDL eş-bütünleşme yaklaşımı, birden çok bağımsız değişken olması halinde ARDL testine göre daha güçlü bulgular vermektedir. McNown vd. (2018) bağımsız değişkenler için Denklem 9'daki modelde  $H_0: \gamma_2 = \gamma_3 = 0$  sıfır hipotezinin de test edilmesi için ilave bir  $F$  testinin ( $F_{bağımsız}$ ) kullanılmasını önermektedirler. McNown vd. (2018) çalışmasında  $F_{tüm}$ ,  $F_{bağımsız}$  ve  $t_{bağımlı}$  testleri bootstrap kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır. Diğer bir devam çalışması olan Genişletilmiş ARDL literatüre Sam vd. (2019) tarafından kazandırılmış ve testler için yeni kritik değerler üretilerek, bağımsız değişkenlerin sayısı 7'ye ulaşsa bile, başarılı sonuçlar elde edilmesi mümkün hale getirilmiştir.

$F_{tüm}$ ,  $F_{bağımsız}$  ve  $t_{bağımlı}$  testlerinin bulgularına göre aşağıdaki dört farklı durumdan söz etmek mümkündür:

1.  $F_{tüm}$ ,  $F_{bağımsız}$  ve  $t_{bağımlı}$  anlamlı ise değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi mevcuttur.
2.  $F_{tüm}$ ,  $F_{bağımsız}$  ve  $t_{bağımlı}$  anlamlı değilse değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi mevcut değildir.
3.  $F_{tüm}$ ,  $F_{bağımsız}$  anlamlı ve  $t_{bağımlı}$  anlamlı değilse değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi mevcut değildir. Birinci dejenere durum.
4.  $F_{tüm}$ ,  $t_{bağımlı}$  anlamlı ve  $F_{bağımsız}$  anlamlı değilse değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi mevcut değildir. İkinci dejenere durum.

Yılancı vd. (2020) literatüre kazandırdıkları çalışmada, McNown vd. (2018) tarafından önerilen Bootstrap ARDL modeline Fourier fonksiyonlarını dahil ederek Fourier Bootstrap ARDL modelini geliştirmişlerdir. Denklem 9'daki modele Fourier terimler eklendiğinde Denklem 10'daki forma dönüşmektedir.

$$\Delta LGDP_t = \alpha + \Phi_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \Phi_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{i=1}^z \beta_{1i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^x \beta_{2i} \Delta LFD_{t-i} + \sum_{i=0}^v \beta_{3i} \Delta LMX_{t-i} + \gamma_1 LGDP_{t-1} + \gamma_2 LFD_{t-1} + \gamma_3 LMX_{t-1} + v_t \quad (10)$$

Denklem 10'da  $k$  frekans sayısını,  $\pi$  3.1415 ...,  $T$  gözlem sayısını,  $t$  trendi göstermektedir.  $F_{tüm}$ ,  $F_{bağımsız}$  ve  $t_{bağımlı}$  için bootstrap simülasyonu kullanılarak kritik değerler üretilmektedir. Eğer hesaplanan test istatistik değerleri bootstrap kritik değerden mutlak değerce büyük çıkarsa değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi mevcut olacaktır. Çalışmadaki ikinci eş-bütünleşme testi olan Bayer-Hanck (2013) birleşik eş-bütünleşme testinde değişkenlerin tümü birinci farkında durağan bulunduğu uygulanmaktadır. Bayer ve Hanck (2013) çalışmasında Fisher formülünü kullanarak, Engle ve Granger (1987), Johansen (1995), Boswijk (1994) ve Banerjee vd. (1998) eş-bütünleşme testlerinin olasılık değerlerini birleştirmiştir. Birleşik eş-bütünleşme test istatistikleri aşağıdaki gibidir;

$$EG - JOH = -2[\ln(P_{EG}) + \ln(P_{JOH})] \quad (11)$$

$$EG - JOH - BO - BDM = -2[\ln(P_{EG}) + \ln(P_{JOH}) + \ln(P_{BO}) + \ln(P_{BDM})] \quad (12)$$

Denklem 11 ve 12'de hesaplanan test istatistikleri Bayer ve Hanck (2013) çalışmasındaki kritik değerlerden mutlak olarak büyük bulunursa sıfır hipotezi reddedilecektir. Dolayısıyla değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi bulunacaktır.

### C. Fourier Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmak için, genellikle kullanılan yaklaşım Granger (1969) tarafından sunulan VAR modelidir. Aynı dereceden durağan değişkenler ile kurulan VAR modelinin sıradan en küçük kareler tahminine dayanan ve katsayılar üzerine konulan kısıtlar ile nedenselliğin test edildiği Granger testinde, Wald test istatistikleri kullanılmaktadır. Ancak Sims vd. (1990) ve Toda ve Yamamoto (1995), katsayı kısıtlamalarına ilişkin testin standart olmayan asimptotik dağılıma sahip olduğunu ve bu testin farklı entegrasyon

derecelerine sahip VAR modeline uygulanamayacağını belirtmişlerdir. Bu nedenle Toda ve Yamamoto (1995), değişkenlerin farklı entegrasyon derecelerine sahip olduğu durumda bile bir denklem sisteminin tahminini kolaylaştıran genişletilmiş VAR metodolojisini önermişlerdir. Toda ve Yamamoto (1995) prosedürü değişkenlerin durağan ve farklı dereceden eş-bütünleşik olduğu durumlar için uygundur. TY test prosedürü aşağıda gösterilen adımlara dayanmaktadır;

1. Uygun Birim kök testleri kullanarak değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesinin ( $d$ ) belirlenmesi.
2. VAR modeli için optimum gecikme uzunluğunun ( $k$ ) belirlenmesi.
3. Gecikmesi ile genişletilmiş VAR ( $k + d$ ) modelinin tahmin edilmesi.
4. Genişletilmiş VAR ( $k + d$ )'nin dirençli olup olmadığını diagnostik testlerle kontrol edilmesi.
5. Genişletilmiş VAR ( $k + d$ ) modelinde Wald testinin tüm parametreler yerine ilk parametreler üzerinde yapılması.

Bu çalışmada kullanılan değişkenlere uygun olarak, TY nedensellik testi

Denklem 13'teki gibi gösterilmektedir.

$$\begin{bmatrix} LGDP_t \\ LFD_t \\ LMX_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \\ \beta_{30} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_{11,i} & \beta_{12,i} & \beta_{13,i} \\ \beta_{21,i} & \beta_{22,i} & \beta_{23,i} \\ \beta_{31,i} & \beta_{32,i} & \beta_{33,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LGDP_{t-i} \\ LFD_{t-i} \\ LMX_{t-i} \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{d_{max}} \begin{bmatrix} \beta_{11,k+j} & \beta_{12,k+j} & \beta_{13,k+j} \\ \beta_{21,k+j} & \beta_{22,k+j} & \beta_{23,k+j} \\ \beta_{31,k+j} & \beta_{32,k+j} & \beta_{33,k+j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LGDP_{t-(k+j)} \\ LFD_{t-(k+j)} \\ LMX_{t-(k+j)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} \quad (13)$$

En küçük kareler tahminleri kullanılarak standart Wald testi oluşturularak, FD ve MX'den GDP'ye (ve tersi) uzanan nedenselliği doğrulamak için parametre kısıtlaması getirilir. Asimptotik  $\chi^2$  dağılımına uyan bu test "sıfır kısıtlama" sayısına eşit serbestlik derecesine sahiptir. Denklem 13'te gösterilen sabit terimlerin zamana göre sabit olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayım, değişkenlerdeki olası yapısal kırılmaların varlığından vazgeçilmesine yol açmaktadır. Ancak Enders ve Jones (2016) tarafından da belirtildiği üzere, yapısal kırılmaların varlığı göz ardı edildiğinde, VAR modelinin sonuçları yanlış belirleme hatasına maruz kalmaktadır. Bu uyarı göz önüne alındığında, Nazlioglu vd. (2016) TY yöntemine Fourier yaklaşımı uygulayarak kademeli yapısal kırılmalarla genişletmiştir. Fourier yaklaşımının kullanılması, TY yönteminin kademeli veya yumuşak kırılmaları yakalamasını sağlarken, kırılmaların sayısı, tarihleri ve biçimi hakkında ön bilgi gerektirmemektedir (Nazlioglu vd., 2016). Denklem 13'te gösterilen sabitler, örneğin  $\beta_{10}$  Denklem 14'te gösterildiği gibi zamana göre değiştiği varsayılmaktadır.

$$\beta_{10} = \beta_t = \alpha_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (14)$$

Burada,  $k$  frekans sayısını,  $\gamma_1$  ve  $\gamma_2$  sırasıyla frekansın genişliğini ve hareketini,  $t$  trendi ve  $T$  örneklem büyüklüğünü ifade etmektedir. Denklem 14 dikkate alınarak, Denklem 13 yeniden düzenlenerek aşağıdaki gibi yazılmaktadır;



$$\begin{aligned}
\begin{bmatrix} LGDP_t \\ LFD_t \\ LMX_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \\ \beta_{30} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_{11,i} & \beta_{12,i} & \beta_{13,i} \\ \beta_{21,i} & \beta_{22,i} & \beta_{23,i} \\ \beta_{31,i} & \beta_{32,i} & \beta_{33,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LGDP_{t-i} \\ LFD_{t-i} \\ LMX_{t-i} \end{bmatrix} + \\
\sum_{j=1}^{d_{max}} \begin{bmatrix} \beta_{11,k+j} & \beta_{12,k+j} & \beta_{13,k+j} \\ \beta_{21,k+j} & \beta_{22,k+j} & \beta_{23,k+j} \\ \beta_{31,k+j} & \beta_{32,k+j} & \beta_{33,k+j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LGDP_{t-(k+j)} \\ LFD_{t-(k+j)} \\ LMX_{t-(k+j)} \end{bmatrix} &+ \sum_{k=1}^n \begin{bmatrix} \gamma_{11} \\ \gamma_{21} \\ \gamma_{31} \end{bmatrix} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \\
\sum_{k=1}^n \begin{bmatrix} \gamma_{12} \\ \gamma_{22} \\ \gamma_{32} \end{bmatrix} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) &+ \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} \quad (15)
\end{aligned}$$

Denklem 15 aracılığı ile değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi denklem 13'te olduğu gibi,  $\chi^2$  dağılımına dayalı Wald istatistiği aracılığıyla test edebilir. Ayrıca bu spesifikasyon sayesinde, sabit terimin yeni biçimi ( $\beta_t$ ) için Fourier dönüşümünü kullanmak, bilinmeyen tarih(ler) ve biçim(ler) ile olası yapısal kırılmaları dikkate alınması mümkündür.

#### IV. ANALİZ VE BULGULAR

Bu bölümde, değişkenlerin birim köklü olup olmadığı, Dickey ve Fuller (1981) ADF ve Enders ve Lee (2012) Esnek Fourier ADF birim kök testleri kullanılarak incelenmiştir. Tablo 3'te, her iki testin sonuçları bulunmaktadır. ADF birim kök testi sonuçlarına göre, tüm ülkeler için ekonomik büyüme (GDP), askeri harcamalar (MX) ve finansal gelişme (FD) değişkenlerinin birinci seviyede durağan olduğu tespit edilmiştir. Esnek Fourier ADF birim kök testi, fark serileri üzerinde sağlıklı sonuçlar vermediği için yalnızca değişkenlerin seviyede durağanlıkları incelenmiştir. Esnek Fourier ADF sonuçlarına göre, sadece Rusya'nın ekonomik büyüme (GDP) değişkeninde Fourier terimlerinden olan sinüs ve kosinüs istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Diğer ülkeler için ise tüm değişkenlerin Fourier terimleri istatistiksel olarak anlamlı bulunmadığından, bu durum üzerinde yorum yapmaya gerek kalmamaktadır. Esnek Fourier ADF testi sonucuna göre, Rusya'da ekonomik büyüme (GDP) değişkeninin seviyede birim kök içerdiği tespit edilmiştir. Genel olarak BRICS+T ülkeleri için tüm değişkenlerin birinci farkında durağan olduğuna karar verilmiştir.

**Tablo 3.** ADF ve Esnek Fourier ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Değişkenler	ADF		Fourier ADF	
		Test ist.	Test ist.	Frekans	F ist.
Brezilya	LGDP	-1.778	-1.405	2	5.004
	$\Delta$ LGDP	-4.045***	---	---	---
	LMX	0.057	-1.410	4	1.777
	$\Delta$ LMX	-4.787***	---	---	---
	LFD	-1.612	-2.768	1	5.300
	$\Delta$ LFD	-5.391***	---	---	---
Rusya	LGDP	0.052	1.418	1	<b>7.298<sup>a</sup></b>
	$\Delta$ LGDP	-3.166**	---	---	---
	LMX	-2.435	-3.438	1	3.445
	$\Delta$ LMX	-4.770***	---	---	---
	LFD	-0.982	-1.017	4	1.418
	$\Delta$ LFD	-5.012***	---	---	---
Hindistan	LGDP	-0.255	0.224	3	2.095
	$\Delta$ LGDP	-5.209***	---	---	---
	LMX	-1.749	-3.672	1	2.591
	$\Delta$ LMX	-5.667***	---	---	---

Çin	LFD	-0.926	0.357	1	6.188
	ΔLFD	-4.541***	---	---	---
	LGDP	-0.955	-1.797	2	2.801
	ΔLGDP	-2.638*	---	---	---
	LMX	-2.460	-5.926	1	5.692
	ΔLMX	-5.434***	---	---	---
Güney Afrika	LFD	-0.580	-0.825	5	3.480
	ΔLFD	-5.265***	---	---	---
	LGDP	-1.625	-1.268	1	5.117
	ΔLGDP	-3.969***	---	---	---
	LMX	-2.558	-2.231	3	2.896
	ΔLMX	-3.784***	---	---	---
Türkiye	LFD	-2.473	-2.472	3	2.267
	ΔLFD	-6.187***	---	---	---
	LGDP	0.349	0.070	4	2.287
	ΔLGDP	-5.211***	---	---	---
	LMX	-1.002	-1.174	4	2.695
	ΔLMX	-4.698***	---	---	---
	LFD	-0.598	-2.503	1	5.149
	ΔLFD	-4.122***	---	---	---

**Açıklamalar:** \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla ADF için test istatistiğinin %1, %5 ve %10 seviyelerinde anlamlılığı göstermektedir. Sabitli modelde 100 gözlem için Esnek Fourier ADF  $F$  test istatistiğinin kritik değerleri %1, %5 ve %10'da sırasıyla 10.35, 7.58 ve 6.35'tir (Enders ve Lee, 2012). <sup>c</sup>, <sup>b</sup> ve <sup>a</sup> sırasıyla Fourier ADF için %1, %5 ve %10 seviyelerinde  $F$  istatistiğinin anlamlılığı göstermektedir.

Ülkeler için tüm değişkenlerin birinci farklarının durağan olduğu göz önüne alındığında, Yılancı vd. (2020) Fourier Bootstrap ARDL sınır testi ve Bayer ve Hanck (2013) birleşik eş-bütünleşme yöntemleriyle değişkenler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisi araştırılabilir. Tablo 4'te öncelikle Fourier Bootstrap ARDL sınır testi sonuçları sunulmuştur. Bu teste göre, sadece Türkiye'de değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi belirlenmiştir. Türkiye için,  $F_{tüm}$ ,  $t_{bağımlı}$  ve  $F_{bağımsız}$  test istatistikleri sırasıyla 4.543, -3.303 ve 6.610 olarak bulunmuştur. Her üç test istatistiği de bootstrap kritik değerlerinden mutlak olarak büyük olduğundan, sıfır hipotezi olan 'eşbütünleşme yoktur' reddedilmektedir. Diğer ülkeler için ise üç testten en az birinin bootstrap kritik değerlerinden küçük olduğu gözlemlendiğinden, eş-bütünleşme ilişkisi belirlenmemiştir.

**Tablo 4.** Fourier Bootstrap ARDL Sınır Testi Sonuçları

Ülkeler	Frekans	AIC	Gecikme	$F_{tüm}$	$t_{bağımlı}$	$F_{bağımsız}$			
Brezilya	1.30	-4.563	(2,2,2)	1.683	-1.469	2.117			
Rusya	1.30	-3.713	(2,2,2)	3.728	<b>-2.991*</b>	5.330			
Hindistan	0.30	-4.770	(2,2,2)	<b>5.436*</b>	<b>-3.645*</b>	2.271			
Çin	0.30	-6.664	(2,2,2)	3.163	-1.388	0.510			
G. Afrika	0.60	-5.427	(2,2,2)	5.227	-2.987	3.907			
Türkiye	1.80	-4.346	(2,2,2)	<b>4.543*</b>	<b>-3.303**</b>	<b>6.610**</b>			
Bootstrap Kritik Değerler									
	$F_{tüm}$			$t_{bağımlı}$			$F_{bağımsız}$		
Ülkeler	0.90	0.95	0.99	0.90	0.95	0.99	0.90	0.95	0.99
Brezilya	4.10	5.28	7.50	-2.20	-2.67	-3.54	4.16	5.70	8.49
Rusya	4.93	6.39	9.81	-2.79	-3.34	-4.47	5.53	7.29	12.22
Hindistan	5.33	6.54	10.47	-3.41	-3.82	-4.95	4.94	6.27	9.82
Çin	7.66	9.43	13.37	-4.22	-4.64	-5.63	7.36	9.17	13.44
G. Afrika	6.42	8.23	13.66	-3.74	-4.25	-5.66	5.04	6.50	11.84
Türkiye	<b>3.95</b>	5.37	9.04	-1.98	<b>-2.62</b>	-3.44	4.09	<b>5.82</b>	9.10

**Açıklama:** \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde anlamlılığı göstermektedir.

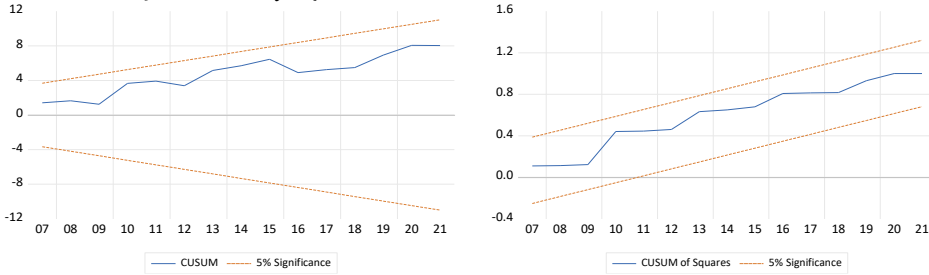
Tablo 4'te Türkiye için bulunan eş-bütünleşme ilişkisinin geçerliliğini doğrulamak için FB-ARDL modelinin diagnostik test sonuçlarının incelenmesi gerekmektedir. Tablo 5'te Türkiye için FB-ARDL modelinin diagnostik test sonuçları sunulmuştur. Jarque-Bera (JB) testi normal dağılımı, Breusch-Godfrey (BG-LM) testi otokorelasyonu, Breusch-Pagan-Godfrey (BPG) testi değişen varyansı, Ramsey-Reset (RR) testi ise model spesifikasyonunu değerlendirmektedir. Tüm test istatistiklerinin  $p$ -değerleri 0.05'ten büyük olduğundan dolayı, sırasıyla "FB-ARDL modelinin normal dağılıma sahip olduğu", "FB-ARDL modelinde otokorelasyon sorunu olmadığı", "FB-ARDL modelinde değişen varyans sorunu olmadığı", ve "FB-ARDL modelinde model kurma hatası bulunmadığı" sıfır hipotezleri reddedilmemektedir.

**Tablo 5.** Türkiye için Fourier Bootstrap ARDL Diagnostik Test Sonuçları

Testler	Test istatistiği	$p$ -değerleri
JB	2.035	0.361
BG-LM	0.431	0.658
BPG	0.430	0.918
RR	1.113	0.309

Tablo 4'teki Türkiye için belirlenen eş-bütünleşme ilişkisinin geçerli olabilmesi için son olarak FB-ARDL modelinin CUSUM kare ve CUSUM grafikleri Şekil 5'te gösterilmiş ve tahmin edilen parametrelerin güven aralığında olduğu görülmüştür. Bu durumda, Türkiye için FB-ARDL (2,2,2) modeli ile belirlenen eş-bütünleşme ilişkisi, tüm diagnostik test sonuçlarından başarıyla geçmiş ve uzun dönem tahminlerin yapılabileceği sonucuna varılmıştır.

**Şekil 5.** Türkiye için FB-ARDL CUSUM kare ve CUSUM Grafikleri



Fourier Bootstrap ARDL yöntemiyle Türkiye'de askeri harcamaların ve finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki uzun dönem etkileri Tablo 6'da sunulmuştur. Tablo 6'da öncelikle Fourier terimlerin ve tüm katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Türkiye'de finansal gelişimin ekonomik büyüme üzerinde pozitif, askeri harcamaların ise negatif etkiye sahip olduğu belirlenmiştir. Diğer değişkenler sabitken finansal gelişimde %1'lik artış ortalama olarak Türkiye'nin ekonomik büyümesinde %0,38 oranında artışa neden olacaktır. Bu bulgu, Uslu (2022), Pata (2020) ve Sahin ve Temelli (2022) çalışmaları ile örtüşmektedir. Diğer değişkenler sabitken Türkiye'nin askeri harcamalarında %1'lik artış ortalama olarak ekonomik büyümesinde %0,19 oranında azalışa neden olacaktır. Dolayısıyla Türkiye'de Benoit hipotezi geçersizdir. Bu bulgu, Manamperi (2016) çalışması ile örtüşmekte, Aydın (2021) çalışması ile örtüşmemektedir.

**Tablo 6.** Türkiye için Fourier Bootstrap ARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik	Olasılık
LFD	0.386855	0.015818	24.45698	0.0000
LMX	-0.196320	0.033186	-5.915784	0.0000
@SIN((2*3.14*1.80*@trend)/30)	-0.110729	0.030836	-3.590841	0.0023
@COS((2*3.14*1.80*@trend)/30)	-0.035965	0.009887	-3.637597	0.0020
Sabit Terim	9.405170	2.360242	3.984832	0.0010

Tablo 7'de, BRICS ülkeleri için FB-ARDL yöntemiyle eş-bütünleşme ilişkisi bulunmadığı için, bu ülkelerde Bayer-Hanck yöntemiyle tekrar eş-bütünleşme ilişkisi araştırılmıştır. Bulgulara göre, sabitli modelde Hindistan'dan başka diğer tüm ülkelerde eş-bütünleşme ilişkisi bulunurken, sabitli ve trendli modelde tüm ülkeler için eş-bütünleşme ilişkisi bulunmuştur.  $EG - J$  ve  $EG - J - Ba - Bo$  test istatistik değerlerinin kritik değerlerden büyük olduğu için sıfır hipotezi reddedilmektedir.

**Tablo 7.** BRICS ülkeleri için Bayer-Hanck Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Modeller	Sabitli Model		Sabitli ve Trendli Model	
	Fisher Tip Testi istatistikleri	Fisher Tip Testi istatistikleri	Fisher Tip Testi istatistikleri	Fisher Tip Testi istatistikleri
Ülkeler	$EG - J$	$EG - J - Ba - Bo$	$EG - J$	$EG - J - Ba - Bo$
Brezilya	58.328***	63.014***	55.333***	56.235***
Rusya	17.042***	28.745**	14.223**	20.419*
Hindistan	7.019	9.303	10.126*	32.382**
Çin	15.350**	29.376**	16.242**	26.541**
Güney Afrika	19.283***	44.287***	14.956**	32.015**
Kritik Değerler	Sabitli Model		Sabitli ve Trendli Model	
	$EG - J$	$EG - J - Ba - Bo$	$EG - J$	$EG - J - Ba - Bo$
1%	16.679	32.077	16.72	32.601
5%	10.895	21.106	10.858	21.342
10%	8.479	16.444	8.451	16.507

**Açıklama:** \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde anlamlılığı göstermektedir.

BRICS ülkeleri için FMOLS tahmin sonuçları Tablo 8'de sunulmaktadır. Çıkan FMOLS uzun dönem tahmin sonuçlarına göre Brezilya ve Güney Afrika'da finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmazken, Rusya, Hindistan ve Çin'de finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Diğer değişkenler sabitken Rusya'da finansal gelişmede %1'lik artış ortalama olarak ekonomik büyümede %0,42 oranında artışa neden olacaktır. Diğer değişkenler sabitken finansal gelişmede %1'lik artış ortalama olarak Hindistan ve Çin'in ekonomik büyümesinde sırasıyla %1,07 ve %3,09 oranında artışa neden olacaktır. Çıkan sonuçlar Şahin ve Temelli (2022) ve Önder (2022) çalışmaları ile uyusmaktadır.

**Tablo 8.** FMOLS Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

Ülkeler	Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik	Olasılık
Brezilya	LFD	0.052970	0.048846	1.084438	0.2881
	LMX	-0.859381	0.137484	-6.250781	0.0000
	C	9.106694	0.213899	42.57469	0.0000
Rusya	LFD	0.427353	0.025945	16.47139	0.0000
	LMX	0.132373	0.117359	1.127938	0.2696
	C	7.307063	0.158443	46.11800	0.0000
Hindistan	LFD	1.079843	0.136580	7.906317	0.0000
	LMX	-1.613408	0.668113	-2.414872	0.0231
	C	4.649767	0.926594	5.018125	0.0000
Çin	LFD	3.099184	0.398677	7.773677	0.0000
	LMX	-2.112261	1.282832	-1.646561	0.1117
	C	-5.336727	2.131110	-2.504200	0.0189
Güney Afrika	LFD	0.143615	0.293656	0.489056	0.6289
	LMX	-0.395342	0.090447	-4.370984	0.0002
	C	8.101089	1.213615	6.675175	0.0000

Rusya ve Çin'de askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunmazken, Brezilya, Hindistan ve Güney Afrika'da negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunmuştur. Diğer değişkenler sabitken askeri harcamalarda %1'lik artış ortalama olarak Brezilya, Hindistan ve Güney Afrika'nın ekonomik büyümesinde sırasıyla %0,85, %1,61 ve %0,39 oranında azalışa neden olacaktır. Dolayısıyla bu ülkelerde Benoit hipotezi geçersizdir.

**Tablo 9.** Fourier Toda Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	Nedensellik Yönü	$\chi^2$	Frekans	Gecikme	Asimptotik Prob.	Bootstrap Prob.
Brezilya	MX→GDP	0.427	1.000	1.000	0.513	0.511
	GDP→MX	0.029	1.000	1.000	0.864	0.858
	MX→FD	0.546	1.000	2.000	0.760	0.771
	FD→MX	0.712	1.000	2.000	0.700	0.688
	GDP→FD	6.377*	2.000	2.000	0.041	0.065
	FD→GDP	0.568	2.000	2.000	0.752	0.745
Rusya	MX→GDP	1.745	2.000	1.000	0.186	0.204
	GDP→MX	2.665	2.000	1.000	0.102	0.126
	MX→FD	0.450	1.000	1.000	0.502	0.517
	FD→MX	0.604	1.000	1.000	0.436	0.445
	GDP→FD	10.676**	1.000	2.000	0.004	0.014
	FD→GDP	6.151*	1.000	2.000	0.046	0.082
Hindistan	MX→GDP	4.224*	3.000	1.000	0.039	0.051
	GDP→MX	3.264*	3.000	1.000	0.070	0.083
	MX→FD	0.145	1.000	2.000	0.929	0.930
	FD→MX	0.438	1.000	2.000	0.803	0.801
	GDP→FD	8.778***	1.000	1.000	0.003	0.007
	FD→GDP	0.154	1.000	1.000	0.694	0.698
Çin	MX→GDP	1.081	1.000	1.000	0.298	0.302
	GDP→MX	3.640*	1.000	1.000	0.056	0.073
	MX→FD	2.922	2.000	2.000	0.231	0.247
	FD→MX	3.349	2.000	2.000	0.187	0.225
	GDP→FD	25.856***	2.000	2.000	0.000	0.000
	FD→GDP	1.252	2.000	2.000	0.534	0.550
G. Afrika	MX→GDP	0.062	1.000	1.000	0.802	0.801
	GDP→MX	0.590	1.000	1.000	0.442	0.443
	MX→FD	0.661	3.000	1.000	0.415	0.411
	FD→MX	0.207	3.000	1.000	0.648	0.661

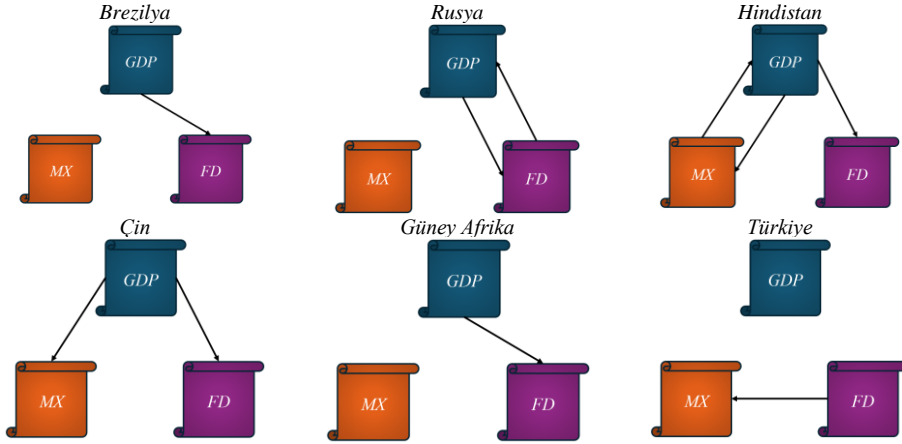
	GDP→FD	3.139 <sup>*</sup>	1.000	1.000	0.076	0.097
	FD→GDP	0.001	1.000	1.000	0.972	0.968
Türkiye	MX→GDP	0.178	1.000	1.000	0.673	0.676
	GDP→MX	1.498	1.000	1.000	0.220	0.235
	MX→FD	0.429	1.000	1.000	0.512	0.514
	FD→MX	9.743 <sup>***</sup>	1.000	1.000	0.001	0.004
	GDP→FD	0.307	1.000	1.000	0.579	0.586
	FD→GDP	2.291	1.000	1.000	0.130	0.144

**Açıklama:** <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup> ve <sup>\*</sup> sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde anlamlılığı göstermektedir. Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları Gauss 21 programında Nazlioglu (2021) tarafından yazılan kod çalıştırılarak raporlanmıştır.

Son olarak ülkeler için değişkenler arasındaki neden-sonuç ilişkisi Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testi ile araştırılmış ve sonuçlar rakamsal olarak Tablo 9'da görsel olarak ise Şekil 6'da sunulmuştur. Sonuçlara göre Brezilya için ekonomik büyümeden finansal gelişmeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Brezilya, gelişmekte olan bir ülke olarak, ekonomik büyüme ile finansal gelişme arasında doğrudan bir ilişki kurabilmektedir. Ekonomik büyüme, yatırım hacminin artmasına yol açarak finansal piyasaların derinleşmesine katkıda bulunmaktadır. Bununla birlikte, finansal gelişme, ekonomik büyümeyi aynı oranda tetiklemeyebilir; zira finansal piyasaların gelişimi, belirli bir ekonomik büyüklük ve istikrar düzeyini gerektirmektedir. Rusya'da finansal gelişme ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Rusya gibi büyük doğal kaynak rezervlerine sahip ülkelerde, ekonomik büyüme çoğunlukla bu kaynakların ihracatına dayanmaktadır. Bu tür bir büyüme, finansal sektörün gelişimini teşvik ederken, gelişmiş bir finansal sektör de ekonomik büyümeyi destekleyebilir. Özellikle enerji sektöründen elde edilen gelirlerin finansal sisteme entegre edilmesi, bu karşılıklı etkileşimi güçlendirmektedir. Hindistan'da hem ekonomik büyüme ve askeri harcamalar arasında çift yönlü nedensellik hem de ekonomik büyümeden finansal gelişmeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Hindistan'da ekonomik büyüme, Pakistan'la yaşadığı sorunlarında dolayı ulusal güvenliği güçlendirme amacıyla savunma harcamalarının artırılmasına yol açabilmektedir. Bu tür artan savunma harcamaları, teknolojik gelişmeleri destekleyerek dolaylı olarak ekonomik büyümeyi de teşvik etmektedir. Ayrıca ekonomik büyüme, finansal gelişmeyi hızlandırabilir; ancak bu süreçte finansal gelişme, ekonomik büyümeyi yönlendiren temel bir unsur olarak da rol oynayabilmektedir. Çin'de ekonomik büyümeden hem askeri harcamalara hem de finansal gelişmeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur. Çin'de hızlı ekonomik büyüme, savunma bütçesinin artırılmasına yol açabilir, büyüyen bir ekonominin küresel etkileri, daha güçlü bir askeri kapasite gerektirmektedir. Ayrıca bu ekonomik büyüme finansal gelişmeyi destekleyerek artan sermaye birikimi, finansal piyasalara yönelik talebi artırmaktadır. Güney Afrika'da ekonomik büyümeden finansal gelişmeye doğru tek yönlü nedensellik bulunmuştur. Güney Afrika'da ekonomik büyüme, finansal piyasaların gelişimini doğrudan etkileyebilir; bu etki, büyümenin sermaye birikimini artırarak finansal araçlara olan talebi güçlendirmesinden kaynaklanmaktadır. Ancak finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi sınırlı olabilir, çünkü ekonomi hâlâ

doğal kaynak ihracatına bağımlı olabilmektedir. Son olarak Türkiye’de finansal gelişmeden askeri harcamalara doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Türkiye’de finansal piyasaların gelişmesi, hükümetin askeri harcamaları finanse etme kabiliyetine olanak sağlayabilir. Gelişmiş bir finansal sistem, daha uygun maliyetli borçlanma ve yatırım olanakları sunarak savunma harcamalarını desteklemektedir.

Şekil 6. Ülkeler için Görsel FTY Nedensellik Yönleri



## SONUÇ

Bu çalışmada, Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye (BRICS+T) ülkelerinde askeri harcamaların ve finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi, Benoit hipotezi çerçevesinde 1992-2021 yıllık veriler kullanılarak incelenmiştir. İlk olarak, değişkenlerin durağanlıkları Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Esnek Fourier ADF birim kök testleriyle değerlendirilmiş ve tüm değişkenlerin birinci farklarının durağan olduğu belirlenmiştir. Bu çalışmada ayrıca BRICS+T ülkeleri için ilk defa Fourier Bootstrap ARDL eş-bütünleşme testi kullanılarak değişkenler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisi araştırılmış ve sadece Türkiye için anlamlı bir eş-bütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. FB-ARDL'nin uzun dönem tahmin sonuçlarına göre, Türkiye’de finansal gelişmenin ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediği, ancak askeri harcamaların ise ekonomik büyümeyi negatif yönde etkilediği görülmektedir. Bu durum, Türkiye’de Benoit hipotezinin geçerli olmadığını işaret etmektedir. Diğer BRICS ülkeleri için Bayer-Hanck birleşik eş-bütünleşme testiyle değişkenler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisi incelenmiş ve bu kez tüm ülkelerde eş-bütünleşme ilişkisi gözlemlenmiştir. FMOLS uzun dönem tahmin sonuçlarına göre, Brezilya ve Güney Afrika’da finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Rusya, Hindistan ve Çin’de finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin pozitif olduğu görülmüştür. Son olarak, Rusya ve Çin’de askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Ancak Brezilya, Hindistan ve Güney Afrika’da askeri harcamaların ekonomik büyüme üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğu gözlemlenmektedir. Dolayısıyla, bu ülkelerde Benoit hipotezi geçerli değildir.

Çalışmada ayrıca değişkenler arasındaki neden-sonuç ilişkisi Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testi ile incelenmiş ve şu sonuçlar elde edilmiştir: Brezilya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika'da ekonomik büyümeden finansal gelişmeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi gözlemlenmiştir. Bu bulgu literatürdeki talep yönlü hipotezi desteklemektedir. Rusya'da ise ekonomik büyüme ile finansal gelişme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Türkiye'de finansal gelişme ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmadığından dolayı yansızlık hipotezi geçerli olmaktadır. Hindistan'da askeri harcamalar ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilirken, Çin'de ekonomik büyümeden askeri harcamalara doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi gözlemlenmiştir. Son olarak, Türkiye'de finansal gelişmeden askeri harcamalara doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Brezilya, Hindistan ve Güney Afrika ve Türkiye'de askeri harcamaların ekonomik büyümeye olan olumsuz etkilerini azaltmak için çeşitli politika ve stratejiler uygulanabilir. Bunlar arasında askeri harcamaların verimliliğini artırmak, askeri endüstrinin dönüşümü, savunma ihracatı ve dış ticaretin teşviki, yatırım ortamının iyileştirilmesi, teknoloji ve inovasyona odaklanma ve eğitim ve insan kaynaklarına yatırım yapma önemlidir. Bu stratejiler, askeri harcamaların ekonomik büyümeye olan olumsuz etkilerini azaltırken, dışlama etkisiyle başa çıkmak için özel yatırımları teşvik edebilir.

### **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**

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

### **KAYNAKÇA**

- Ahmed, F., Kousar, S., Pervaiz, A., & Shabbir, A. (2022). Do Institutional Quality and Financial Development Affect Sustainable Economic Growth? Evidence from South Asian Countries. *Borsa Istanbul Review*, 22(1), 189-196.
- Ajmair, M., Hussain, K., Abbassi, F. A., ve Gohar, M. (2018). The Impact of Military Expenditures on Economic Growth of Pakistan. *Applied Economics and Finance*, 5(2), 41-48.
- Akkay, C. (2010). Finansal Entegrasyon Sürecinde Finansal Gelişme Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedenselliğin Türkiye Açısından Dönemsel Olarak Araştırılması. *Sosyal Bilimler Dergisi*, (2), 55-70.
- Al-Awad, M., & Harb, N. (2005). Financial Development and Economic Growth in the Middle East. *Applied Financial Economics*, 15(15), 1041-1051.
- Al-Yousif, Y. K. (2002). Financial Development and Economic Growth: Another Look at the Evidence from Developing Countries. *Review of financial economics*, 11(2), 131-150.
- Apergis, N., Filippidis, I., & Economidou, C. (2007). Financial Deepening and Economic Growth Linkages: a Panel Data Analysis. *Review of World Economics*, 143, 179-198.
- Asseery, A. A. (1996). Evidence from time series on militarizing the economy: The case of Iraq. *Applied Economics*, 28(10), 1257-1261.



- Asteriou, D., & Spanos, K. (2019). The Relationship Between Financial Development and Economic Growth During the Recent Crisis: Evidence from the EU. *Finance Research Letters*, 28, 238-245.
- Aydın, B. (2021). Türkiye Ekonomisi için Benoit Hipotezinin Geçerliliği. *Savunma Bilimleri Dergisi*, (39), 1-27.
- Ayla, D. (2020). D-8 Ülkelerinde Savunma Harcamalar ve Ekonomik Büyüme Üzerine Panel Veri Analizi. *Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(1), 141-169.
- Azam, M. (2020). Does Military Spending Stifle Economic Growth? The Empirical Evidence from Non-OECD Countries. *Heliyon*, 6(12).
- Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework. *Journal of time series analysis*, 19(3), 267-283.
- Bayer, C., & Hanck, C. (2013). Combining Non-cointegration Tests. *Journal of Time series analysis*, 34(1), 83-95.
- Becker, J., & Dunne, J. P. (2023). Military Spending Composition and Economic Growth. *Defence and Peace Economics*, 34(3), 259-271.
- Benoit, E. (1973). Defense Spending and Economic Growth in Developing Countries. Lexington: Lexington Books.
- Benoit, E. (1978). Growth and Defense Expenditure. *Economic Development and Cultural Change*, 26(2), 271-280.
- Berthélemy, J. C., & Varoudakis, A. (1995). Thresholds in financial development and economic growth. *The Manchester School of Economic & Social Studies*, 63, 70-84.
- Boswijk, H. P. (1994). Testing for an Unstable Root in Conditional and Structural Error Correction Models. *Journal of econometrics*, 63(1), 37-60.
- Budhathoki, P. B., Dahal, A. K., & Bhattacharai, G. (2024). Does The Military Expenditure Hurt The Economic Growth? Evidence Derive from South Asian Countries. *Journal of Business and Management Review*, 5(3), 189-204.
- Colombage, S. R. (2009). Financial Markets and Economic Performances: Empirical Evidence from Five Industrialized Economies. *Research in International Business and Finance*, 23(3), 339-348.
- Çınar, İ. T., ve Ünsal, Y. (2021). Savunma Harcamalar ve Ekonomik Büyüme: Orta Doğu Ülkeleri Açısından Benoit Hipotezinin Sınanması. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(2), 276-289.
- Deger, S. (1986). Economic Development and Defense Expenditure. *Economic development and cultural change*, 35(1), 179-196.
- Demetriades, P. O., & Hussein, K. A. (1996). Does Financial Development Cause Economic Growth? Time-Series Evidence from 16 Countries. *Journal of development Economics*, 51(2), 387-411.
- Dickey, D. A., ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49, 1057-1072.
- Dimitraki, O., & Win, S. (2021). Military Expenditure Economic Growth Nexus in Jordan: an Application of ARDL Bound Test Analysis in the Presence of Breaks. *Defence and Peace Economics*, 32(7), 864-881.
- Enders, W., & Jones, P. (2016). Grain Prices, Oil Prices, and Multiple Smooth Breaks in A VAR. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 20(4), 399-419.
- Enders, W., ve Lee, J. (2012). The Flexible Fourier Form and Dickey–Fuller Type Unit Root Tests. *Economics Letters*, 117(1), 196-199.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Ergür, H., & Özek, Y. (2020). Brics-T Ülkelerinde Finansal Gelişimin Ekonomik Büyüme Etkisi. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 17(1), 343-357.
- Erkişi, K. (2018). Financial development and economic growth in BRICS Countries and Turkey: A panel data analysis. *Istanbul Gelişim Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(2), 1-17.

- Neman Eylasov & Ayşe Nur Şahinler & Ramazan Kılıç & Nijat Gasim / BRICS+T Ülkelerinde Finansal Gelişme ve Askeri Harcamaların GSYİH Üzerindeki Etkisi: Fourier Bootstrap ARDL Yaklaşımı
- Eyüboğlu, K., & Akan, K. (2020). Türkiye’de finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisi: RALS-EG Eşbütünlük Testi. *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 22(4), 974-988.
- Fendoğlu, E. (2021). Türkiye’de Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Fourier Testlerden Kanıtlar. *Journal of Empirical Economics and Social Sciences*, 3(2), 19-34.
- Frederiksen, P. C., & Looney, R. E. (1983). Defense expenditures and economic growth in developing countries. *Armed Forces & Society*, 9(4), 633-645.
- Ghirmay, T. (2004). Financial development and economic growth in Sub-Saharan African countries: evidence from time series analysis. *African Development Review*, 16(3), 415-432.
- Gokmenoglu, K. K., Taspınar, N., ve Sadeghieh, M. (2015). Military Expenditure and Economic Growth: The Case of Turkey. *Procedia Economics and Finance*, 25, 455-462.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Gregorio, D. J., & Guidotti, P. E. (1995). Financial development and economic growth. *World development*, 23(3), 433-448.
- Gürsucu, O. (2021). Enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve finansal gelişme ilişkisi: Türkiye örneği. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 9(2), 69-79.
- Hatemi-J, A., Chang, T., Chen, W. Y., Lin, F. L., & Gupta, R. (2018). Asymmetric causality between military expenditures and economic growth in top six defense spenders. *Quality & Quantity*, 52, 1193-1207.
- Xu, Z. (2000). Financial development, investment, and economic growth. *Economic inquiry*, 38(2), 331-344.
- Joerding, W. (1986). Economic growth and defense spending: Granger causality. *Journal of Development Economics*, 21(1), 35-40.
- Johansen, S. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models Oxford University Press. *New York*.
- Karadam, D. Y., Yildirim, J., & Öcal, N. (2017). Military expenditure and economic growth in Middle Eastern countries and Turkey: a non-linear panel data approach. *Defence and Peace Economics*, 28(6), 719-730.
- Karagol, E., & Palaz, S. (2004). Does defence expenditure deter economic growth in Turkey? A cointegration analysis. *Defence and Peace Economics*, 15(3), 289-298.
- Kılıç, N. Ö., Açıdoğru, B., ve Beşer, M. (2018). G-8 Ülkelerinde Savunma Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Girişimcilik ve Kalkınma Dergisi*, 13(2), 136-146.
- King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The quarterly journal of economics*, 108(3), 717-737.
- Klein, T. (2004). Military expenditure and economic growth: Peru 1970–1996. *Defence and Peace Economics*, 15(3), 275-288.
- Korkmaz, Ö., ve Bilgin, T. (2017). Savunma Harcamaları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye ve ABD’nin Karşılaştırmalı Analizi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (18), 289-316.
- Lim, D. (1983). Another look at growth and defense in less developed countries. *Economic development and cultural change*, 31(2), 377-384.
- Lobont, O. R., Glont, O. R., Badea, L., ve Vatavu, S. (2019). Correlation of Military Expenditures and Economic Growth: Lessons for Romania. *Quality & Quantity*, 53(6), 2957-2968.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of applied econometrics*, 11(6), 601-618.
- Manamperi, N. (2016). Does Military Expenditure Hinder Economic Growth? Evidence From Greece and Turkey. *Journal of Policy Modeling*, 38(6), 1171-1193.
- McNown, R., Sam, C. Y., & Goh, S. K. (2018). Bootstrapping The Autoregressive Distributed Lag Test for Cointegration. *Applied Economics*, 50(13), 1509-1521.
- Menyah, K., Nazlioglu, S., & Wolde-Rufael, Y. (2014). Financial development, trade openness and economic growth in African countries: New insights from a panel causality approach. *Economic Modelling*, 37, 386-394.

- Mueller, M. J., & Atesoglu, H. S. (1993). Defense spending, technological change, and economic growth in the United States. *Defence and Peace Economics*, 4(3), 259-269.
- Mylonidis, N. (2008). Revisiting the nexus between military spending and growth in the European Union. *Defence and Peace Economics*, 19(4), 265-272.
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied economics*, 37(17), 1979-1990.
- Nazlioglu, S. (2021) TSPDLIB: GAUSS Time Series and Panel Data Methods (Version 2.0). Source Code. <https://github.com/aptech/tspdlib>
- Nazlioglu, S., Gormus, N. A., & Soytaş, U. (2016). Oil Prices and Real Estate Investment Trusts (Reits): Gradual-Shift Causality and Volatility Transmission Analysis. *Energy Economics*, 60, 168-175.
- Oğul, B. (2022). Savunma Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: En Fazla Savunma Harcaması Yapan Ülkeler Üzerine Bir İnceleme. *Balıkesir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(1), 25-34.
- Ozcan, B., & Ari, A. (2011). Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Ampirik Bir Analizi: Türkiye Örneği. *Business and Economics Research Journal*, 2(1), 121.
- Önder, F. (2022). Finansal Gelişme ile Ekonomik Büyüme İlişkisi: Kırılgan Beşli Ülkeleri Üzerine Ampirik Bir Analiz. *Journal of Economics and Research*, 3(2), 36-48.
- Özer, M. O. (2020). Savunma Harcamaları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye İçin Bir Fourier Eşbütünleşme Testi Uygulaması. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi*, 23(1), 186-197.
- Pata, U. K. (2020). Turizm, Finansal Gelişme, Ticari Açıklık ve Sermaye Stokunun Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 29(4), 151-167.
- Patrick, H. T. (1966). Financial development and economic growth in underdeveloped countries. *Economic development and Cultural change*, 14(2), 174-189.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Raifu, I. A., & Aminu, A. (2023). The effect of military spending on economic growth in MENA: evidence from method of moments quantile regression. *Future Business Journal*, 9(1), 7.
- Ram, R. (1993). Conceptual linkages between defense spending and economic growth and development: A selective review. *Defense spending and economic growth*, 19-39.
- Robinson, J. (1952) The generalization of the general theory, in *The Rate of Interest and Other Essays*, MacMillan, London.
- Rothschild, K. W. (1973). Military expenditure, exports and growth. *Kyklos*, 26(4), 804-814.
- Safdari, M., Keramati, J., & Mahmoodi, M. (2011). The relationship between military expenditure and economic growth in four Asian countries. *Chinese Business Review*, 10(2).
- Saidi, K. (2018). Foreign direct investment, financial development and their impact on the GDP growth in low-income countries. *International Economic Journal*, 32(3), 483-497.
- Sam, C. Y., McNown, R., & Goh, S. K. (2019). An augmented autoregressive distributed lag bounds test for cointegration. *Economic Modelling*, 80, 130-141.
- Shan, J. Z., Morris, A. G., & Sun, F. (2001). Financial development and economic growth: An egg-and-chicken problem?. *Review of international Economics*, 9(3), 443-454.
- Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 113-144.
- Singh, A. (1997). Financial liberalisation, stockmarkets and economic development. *The economic journal*, 107(442), 771-782.
- Singh, A., & Weisse, B. A. (1998). Emerging stock markets, portfolio capital flows and long-term economic growth: Micro and macroeconomic perspectives. *World development*, 26(4), 607-622.
- Sofuoğlu, E. (2022). Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: D-8 Ülkelerinden Kanıtlar. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (61), 453-469.

- Neman Eylasov & Ayşe Nur Şahinler & Ramazan Kılıç & Nijat Gasim / BRICS+T Ülkelerinde Finansal Gelişme ve Askeri Harcamaların GSYİH Üzerindeki Etkisi: Fourier Bootstrap ARDL Yaklaşımı
- Şahin, D., & Temelli, F. (2022). Türkiye ve BRICS ülkelerinde turizm, finansal gelişme, ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Panel veri analizi (1995-2019). *Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(2), 179-191.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Uslu, H. (2022). Türkiye’de finansal gelişme ve enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi: Yapısal kırılmalı bir analiz. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 11(1), 188-217.
- Ünsal, M. E. (2020). G7 Ülkelerinde Savunma Harcamalar ve Ekonomik Büyüme: Panel Veri Analizi. *The Journal of Social Science*, 4(7), 25-33.
- World Bank, (2023). World Development Indicators Online Database. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>, (Erişim Tarihi: 22 Ocak 2023).
- Yıldız, B., ve Yıldız, G. A. (2019). Ortadoğu Ülkelerinde Savunma Harcamalar ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Bootstrap Panel Granger Nedensellik Analizi. *Sayıştay Dergisi*, (112), 53-74.
- Yilanci, V., Bozoklu, S., & Gorus, M. S. (2020). Are BRICS Countries Pollution Havens? Evidence from a Bootstrap ARDL Bounds Testing Approach with a Fourier Function. *Sustainable Cities and Society*, 55, 102035.
- Yildirim, J., & Öcal, N. (2016). Military expenditures, economic growth and spatial spillovers. *Defence and Peace Economics*, 27(1), 87-104.
- Yildirim, J., Sezgin, S., & Öcal, N. (2005). Military expenditure and economic growth in Middle Eastern countries: A dynamic panel data analysis. *Defence and Peace Economics*, 16(4), 283-295.

## SUMMARY

In this study, the impact of military expenditures and financial development on economic growth in Brazil, Russia, India, China, South Africa, and Türkiye (BRICS+T) countries is examined using annual data from 1992 to 2021 within the framework of the Benoit hypothesis. Due to the limited research available for BRICS+T countries in the literature, the analysis aims to contribute significantly by employing methodologies introduced by Yilanci et al. (2020), Nazlioglu et al. (2016), and Enders and Lee (2012). Firstly, the stationarity of variables was assessed using Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Flexible Fourier ADF unit root tests, determining that the first differences of all variables are stationary. Additionally, for the first time for BRICS+T countries, the cointegration relationship between variables was investigated using the Fourier Bootstrap ARDL cointegration test, revealing a significant cointegration relationship only for Türkiye. According to the long-run estimation results of FB-ARDL, financial development positively affects economic growth in Türkiye, while military expenditures have a negative impact, indicating the invalidity of the Benoit hypothesis in Türkiye.

Furthermore, the cointegration relationship between variables was examined using the Bayer-Hanck combined cointegration test for other BRICS countries, revealing a cointegration relationship in all countries this time. According to the FMOLS long-run estimation results, financial development does not have a significant effect on economic growth in Brazil and South Africa, while it has a positive effect in Russia, India, and China. Lastly, military expenditures do

not have a significant impact on economic growth in Russia and China, but they have a negative impact in Brazil, India, and South Africa, suggesting the invalidity of the Benoit hypothesis in these countries. Additionally, the causality relationship between variables was examined using the Fourier Toda-Yamamoto causality test, yielding the following results: a one-way causality relationship from economic growth to financial development was observed in Brazil, India, China, and South Africa, supporting the demand-led hypothesis. However, in Russia, a two-way causality relationship between economic growth and financial development was found. In Türkiye, no causality relationship was found between financial development and economic growth, thus supporting the neutrality hypothesis. While in India, a two-way causality relationship between military expenditures and economic growth was detected, in China, a one-way causality relationship from economic growth to military expenditures was observed. Finally, a one-way causality relationship from financial development to military expenditures was found in Türkiye.

To mitigate the adverse effects of military expenditures on economic growth in Brazil, India, South Africa, and Türkiye, various policies and strategies can be implemented. These may include enhancing the efficiency of military expenditures, transforming the military industry, promoting defense exports and foreign trade, improving the investment environment, focusing on technology and innovation, and investing in education and human resources. These strategies can mitigate the adverse effects of military expenditures on economic growth while encouraging private investments to address the crowding-out effect.