

Bu makaleye atıfta bulunmak için/To cite this article:

GÜLCEMAL, T. (2021). Dış Borç Kullanımı ve Ekonomik Büyüme: Türkiye için Ekonometrik Bir Analiz. Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 25 (Özel Sayı), 194-212.

Dış Borç Kullanımı ve Ekonomik Büyüme: Türkiye için Ekonometrik Bir Analiz

Tuba GÜLCEMAL^(*)

Öz: Dış borç, özellikle gelişmekte olan ülkeler için cari ve gelecek dönem gelişmelerinde küresel bir sorundur. Temel ekonomi teorilerine göre dış borç, yatırım ve emek verimliliği üzerinde etki yapmalıdır. Gelişmekte olan ülkeler gelişme ve büyüme göstererek bireylerinin refah düzeylerini artırma, istikrar sağlama, bağımsızlık gibi temel amaçlara sahipken, yüksek cari ve bütçe açıkları verme gibi finansman kaynağı sorunuyla karşı karşıya kalmaktadırlar.

Analizde Türkiye ekonomisinin 1990-2019 yılları arasındaki döneme ait yıllık veriler kullanılarak Gecikmesi Dağıtılmış Otoresgresif Model –ARDL, hata düzeltme modeli (VECM) eş bütünleşme ve Toda Yamamoto Nedensellik metotları kullanılmıştır. Analizlerin sonucu dış borç ve ekonomik büyüme arasında bir etkileşimin ve eş bütünleşmenin olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte, uzun dönemde ekonomik büyüme ve enflasyon dış borcu pozitif, ticari açıklık ise negatif olarak etkilemektedir. Ekonomik büyüme'den dış borç yüküne nedensellik ilişkisi varken dış borçtan ekonomik büyümeye nedensellik ilişkisi olmadığı tespit edilmiştir. Ticari açıklıktan dış borca doğru bir nedensellik vardır. Enflasyondan dış borca bir nedensellik ilişkisi olması enflasyon yükseldikçe dış borç yükünde bir artış olduğunu fakat dış borç yükü arttığında enflasyonun yükselmediğini ifade etmektedir. Enflasyonla ekonomik büyüme arasında ise çift yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır.


Anahtar Kelimeler: Dış borç, ekonomik büyüme, ARDL, Toda Yamamoto Nedensellik Analizi


JEL Sınıflandırması: C32, F63, H63

External Debt Usage and Economic Growth: Empirical Evidence from Turkey

Abstract: External debt is a global problem in current and future developments, especially for developing countries. According to main economic theories, foreign debt should have an impact on investment and productivity. While developing countries have basic aims such as increasing the welfare levels of their individuals, ensuring stability and independence by showing development and growth, they are faced with the problem of financing sources such as high current and budget deficits.

In the analysis, Autoregressive Distributed Lag Model–ARDL, Error Correction Model (VECM) co-integration and Toda Yamamoto Causality methods were used by annual data of the Turkish economy between 1990 and 2019 period. The results of the analysis show that there is an interaction and cointegration between external debt and economic growth. Besides economic growth and inflation affect external debt positively and trade openness negatively in the long

^{*)} Dr. Öğr. Üyesi, Sivas Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Bankacılık ve Finans Bölümü (e-posta: tgulcemal@cumhuriyet.edu.tr)  ORCID ID. <https://orcid.org/0000-0003-4806-8568>

Bu makale araştırma ve yayın etiğine uygun hazırlanmıştır  iThenticate[®] intihal incelemesinden geçirmiştir.

run. While there is a causal relationship from economic growth to external debt burden, it has been determined that there is no causality relationship from external debt to economic growth. There is a causality from trade openness ratio to external debt. The fact that there is a causal relationship from inflation to external debt indicates that there is an increase in the external debt burden as inflation increases, but inflation does not increase when the external debt burden increases. There is a bidirectional causality relationship between inflation and economic growth.

Keywords: External debt, economic growth, ARDL, Toda Yamamoto Causality Analysis

JEL Classification: C32, F63, H63

Makale Geliş Tarihi: 06.03.2021

Makale Kabul Tarihi: 14.11.2021

DOI:10.53487/ataunisobil.892327

I. Giriş

Bir ekonomide belirli bir dönemde ölçülen kamu kesimi ve özel kesimin iç ve dış borçlarının toplamının o ekonominin GSYH'sine oranı borç yükünü göstermekte ve toplam borç stoku /GSYH şeklinde ifade edilmektedir.

Mali araçları kullanarak varılması amaçlanan ekonomik hedeflere ulaşmak için yapılan uygulamaların bütünü maliye politikasını oluşturmaktadır. Mali araçlar; vergi, kamu harcamaları, kamu borçlanması araçları olup maliye politikasının alt politikaları da vergi politikası, harcamalar politikası, borçlanma politikası, destekleme politikası, teşvik politikasıdır. Borçlanma politikası gelir ve harcamalar politikaları gibi benzer etkiler yaratsa da geçici bir fon aktarımına yol açtığı için, geri ödenmesi durumunda da ilk etkisinin tersi bir etki yaratarak politika aracı olmaktan çıkarak bir çeşit finansmana aracılık eden bir araç haline dönüşmektedir.

Ekonomik büyüme bir dönemden sonraki döneme üretim miktarındaki reel artıştır. Ekonomik büyüme konusuna dair teorik modeller; Klasik iktisatçıların görüşleri, Keynesyen görüş, Cobb-Douglas Üretim Fonksiyonu Modeli, Harrod-Domar Büyüme Modeli ve Solow Modelidir. Klasik iktisatçılar ekonomik büyüme konusunda çok karamsar yaklaşımlara sahip olmuşlardır. Emegın ve sermayenin marjinal verimliliğinin azalmasından dolayı, ücretlerin ve kar oranlarının giderek düşeceğini büyüme oranlarının azalacağını ileri sürmektedirler (Parasız, Ekren ve Başođlu, 2015: 476). Borçlanmayı gelir kaynađı olarak gören Keynesyen görüşe göre büyüme aşamasında kaynak sıkıntısı çeken gelişmekte olan ülkeler için dış borçlanma önemli bir kaynaktır. Harrod-Domar Büyüme Modeli; bir ülkedeki tasarruf-yatırım oranı ile büyüme arasında güçlü bir ilişkinin varlığını ve dış kaynaklar verimli alanlarda kullanıldığı zaman ekonomik büyümenin de gerçekleşeceğini ifade etmektedir. Yatırımlara dönüşen o ekonomide yaratılan veya dışarıdan çekilen tasarruflar artarsa yatırım da artacak ve ekonomi (GSYH) büyüyecektir. Solow (1957) Neoklasik büyüme teorisinin ve büyümenin kaynakları üzerine daha sonra yapılan ampirik çalışmaların temelini oluşturmuştur (büyüme hesaplaması denklemini ve toplam faktör verimlilik artışı hesaplamasıyla). Solow (1957), büyüme muhasebesi denklemini toplam üretim fonksiyonundan türeterek toplam faktör verimlilik büyümesinin çıktı büyümesine

katkısını hesaplamak için bir yöntem geliştirmiştir ve bu denklem toplam faktör verimlilik ölçümünün ilk hali olarak bilinmektedir (Jesus & John, 2020: 12). Klasik görüşü yeniden yorumlayan Neoklasikler, borçlanmanın ülkelerin ekonomik büyümeleri üzerinde eninde sonunda bir düşüş yaratacağı görüşüne dayanarak borçlanmaya karşı çıkmışlardır.

Gelişmekte olan ülkelerde düşük ekonomik büyüme, yüksek işsizlik, eşitsizlik gibi temel sorunlar mevcutken dış borçla finansman, ekonomik büyüme için ikiz açığı ve ikili farkları dengelemede önemli bir kaynaktır. Dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini inceleyen Reinhart ve Rogoff'un (2010) çalışmalarında dış borcun gelişmekte olan ülkelerde ekonomik büyümenin yavaşlamasının bir nedeni değil bir sonucu olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Gelişmekte olan veya düşük gelir grubunda olan ülkelerin borçlanma ihtiyacı yapısal sorunlardan kaynaklanırken, gelişmiş ülkelerde ise daha ziyade geçici ve dönemsel sıkıntılardan kaynaklanmaktadır. Diğer bir ifadeyle dış borçlanmanın nedenleri ve ekonomik büyüme üzerindeki etkisi, farklı makroekonomik dinamiklere sahip ülkelerde farklılaşabilmektedir. Bu etki pozitif, negatif veya doğrusal olmayan bir ilişki şeklinde olabilir.

II. Teorik Çerçeve

Bir ülke ekonomisindeki temel dengeleri gösteren makroekonomik dengeyi ifade eden eşitlik aşağıdaki gibidir: (Eğilmez, 2020b: 271-272)

$$(S-I)+(T-G)=(X-M)$$

Bu eşitlikte üç farklı denge iç içedir: (X-M) ülkenin dış ekonomik dengesini (ödemeler dengesi cari dengeyi) göstermekte iken, (S-I) özel kesimin tasarruf ve yatırım dengesini, (T-G) bütçe dengesini (kamu kesiminin gelir gider dengesini) göstermektedir. Birçok ülke bu belirtilen dengelerde açık vermekte ve finansmanını ise dış kaynaklar ile sağlamaktadır. Bir ekonominin iç ve dış dengeleri birbirine eşit olmak zorundadır. Eğer iç ekonomik dengenin iki alt dengesi de açık veriyorsa ekonomi cari açık vermekte ve üçüz açıkla karşı karşıya demektir. İç dengelerden biri açık veriyor öteki fazla veriyorsa, cari denge açık veya fazlaya göre şekil alacaktır. İktisat literatüründe kabul gören dış borç ve büyüme arasındaki ilişkileri açıklamaya yönelik yaklaşımlar kısaca aşağıdaki gibidir:

Borçla Büyüme (Debt-Cum Growth) Teorisi: Dış borçlanmanın üstün yönlerini savunan ve dış borcun bir ülke için etkin yatırımların finansmanı için yerel tasarrufların ikamesi olarak görülmesi gerektiğini savunmaktadır. Bu teoriyle ilgili zorluk, yurt içi tasarrufların ve yatırımın iş döngüsünden çıkabilme durumudur (Tornell & Velasco, 1992: 1219). Bir ülkenin borç miktarı, ekonomik büyümeye katkısı ve ilave borçlanmanın maliyeti ölçüsünde ele alınmalıdır.

Borç Fazlası (Debt Overhang) Teorisi: Modele göre borç sevisinin ülkenin çıktı düzeyinin artan bir fonksiyonu olmasının nedeni ülkenin mevcut borç stokunun geri ödeme kapasitesini aşmasıdır. Krugman (1988) geliştirdiği bu modelde, dış borcun ekonomik büyümede azalışa yol açtığını ifade etmiştir. Eğer ki dış borç gelecekte

ülkenin geri ödeyebileceğinden daha büyük seviyeye gelmiş ise yerli ve yabancı yatırımcılar gelecekte oluşacak gelir artışı için bugünkü maliyetlere katlanma konusunda isteksiz hale gelecek ve bu durum yatırımdan caymalarına yol açarak, büyümeyi negatif etkileyecektir. Bu durum "Borçlanma Laffer eğrisi" olarak da ifade edilmektedir.

Zamanlar Arası Borçlanma Teorisi: Dış kaynaklardan borçlanmanın ülke içi tasarruf açığını kapatmadaki önemi üzerinde durmaktadır. Buna göre borçlanmadan kaynaklanan bir sermaye artışı meydana gelecek ve ülke daha fazla yatırım yapma olanağına kavuşmuş olacaktır.

Sürdürülebilirlik Teorisi: Bir ülkede dış borçların sürdürülebilirlik seviyesi yurt içi-yurt dışı tasarruflar, plasmanlar ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkilere bağlıdır. Alınan dış borçlar ile enflasyona yol açmayan bir iktisadi büyümenin sağlanabilmesi, ülkenin istikrarı, uygulamaya konulacak reformların güvenilirliği, sağlanan plasmanlarla elde edilen kazancın dış borçlanmanın neden olacağı geri ödeme yükünden fazla olmasına bağlıdır. Dış borçların marjinal maliyeti = Dış borçların marjinal faydası denkliği dış borçların optimum seviyesini vermektedir.

Devletlerin dış borçlanmaya yönelmelerinin başlıca sebepleri şöyledir: (Ulusoy, 2013: 58-61) Üretimin gerçekleştirilmesi amacıyla hammadde, ara ve yatırım mallarının zorunlu kıldığı finansman ihtiyacı, sanayileşme ve bununla beraber kalkınmanın büyük bir finansmanı gerektirmesi, ulusal paranın değerinin korunma isteği, dış ticaret ve ödemeler dengesi açıklarının finansmanı, bütçe açıklarının sürekliliğinden kaynaklanan finansman ihtiyacı, vadesi gelmiş borçların ödenmesi, savunma harcamalarının finansmanı şeklinde sıralanabilir. Alınan dış borçların; ekonomik kalkınma üzerinde, ekonominin yapısı üzerinde, gelir dağılımı üzerinde ve ödemeler bilançosu ile döviz kurları üzerinde etkisi vardır.

Kamu kesimi dış borç stoku devletin borçlanmasını yürüten Hazine'nin borç stokuna belediyelerin, kamu iktisadi teşebbüslerinin, fonların ve kamu kesiminin kendi başına borçlanabilen diğer kesimlerinin borç stoklarının eklenmesiyle bulunan miktar anlaşılmalıdır. Bu tutara özel kesimin ve TCMB' nin dış borç stokları da eklendiğinde Türkiye'nin toplam dış borç stok tutarı bulunur. Dış borçlanma ise bir ülkenin kendi para cinsi dışında yabancı para cinsinden alınan borçlar olarak tanımlanmaktadır. Aşağıdaki Tablo 1.'de Türkiye'nin dış borç stokunun kesimlere ve yıllara göre dağılımı görülmektedir. Toplam dış borç yükünün sürekli bir artış trendi izleyerek 2018 yıl sonu dış borç stoku / GSYH' nin %55,5 oranına yükseldiği fakat brüt dış borç stokunun 2017'den 2018'e 10,9 milyon dolar azalma gösterdiği dikkat çekmektedir. Bunun nedeni de TL'nin 2018 yılındaki büyük değer kaybıdır.

Tablo 1: Türkiye'nin Brüt Dış Borç Stoku (milyon \$)

	2016	2017	2018	2019	2020 3.çeyrek
Dış Borç Stoku	407.920	453.679	442.758	434.503	435.121
Kamu Sektörü	123.324	136.172	139.85	157.100	166.428
TCMB	1.110	1.761	5.922	8.421	21.029
Özel Sektör	283.485	315.745	296.979	268.983	247.663
Dış Borç Stoku/GSYH	%46,9	%52,8	%55,5	%57,1	%59,1

Kaynak: T.C. Hazine ve Maliye Bakanlığı İstatistikleri. Erişim Adresi: <https://www.hmb.gov.tr/kamu-finansmani-istatistikleri>

Kamu kesimi net borç stokuna da, kamu sektörünün brüt iç ve brüt dış borç yükümlülüğü toplamından kamu sektörünün elinde olan finansal varlıkların düşülmesi ile ulaşılmaktadır. Bu tutarın GSYH'ye oranı kamu kesimi net borç yükünü ifade etmektedir (Eğilmez, 2020a: 162). Bir ülkenin dış borcunun GSYH içindeki payına bakılarak o ülkenin borcunun sürdürülebilir olup olmadığı anlaşılabilir. Özel kesimin iç borç yükünün bilinmediği durumlarda da kamu kesiminin toplam borç yükü ile kamu kesimi ve özel kesimin toplam dış borç yükü hesaplamalara ve karşılaştırmalara esas alınmaktadır (Eğilmez, 2020b: 278). Mevsimsel etkilerden arındırılmış cari fiyatlarla Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerleri yıllar itibariye aşağıdaki Tablo 2.'de verilmiştir.

Tablo 2: Mevsim Etkisinden Arındırılmış Cari Fiyatlarla Gayri Safi Yurt İçi Hasıla Değeri (2010-2020)

	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (Bin TL) Çeyrek Dönemler			
	I	II	III	IV
2010	273 994 629	285 897 382	296 687 263	311 085 204
2011	330 486 977	343 861 070	358 355 727	372 223 841
2012	375 884 478	390 484 216	399 992 316	415 118 241
2013	428 884 208	452 952 389	467 358 652	474 232 066
2014	500 424 319	498 950 337	521 326 732	534 196 439
2015	555 652 902	578 339 940	598 147 511	618 800 991
2016	628 838 414	647 310 685	635 092 117	715 318 494
2017	726 280 402	756 765 449	797 966 523	852 691 894
2018	882 476 530	917 009 225	985 413 295	973 416 572
2019	1023500261	1 057 417 939	1 093 876 978	1 145 396 049
2020	1186916067	1 085 128 020	1 329 149 158	-

Kaynak: TÜİK Verisi, 2020 (<https://data.tuik.gov.tr>)TÜİK verilerine göre ülkemizde 2020 Ocak-Aralık döneminde dış ticaret açığı 49 milyar 915 milyon dolara yükselerek bir önceki yıla göre %69 artmıştır. Geçtiğimiz yıla göre ihracat %6,3 azalmıştır, ithalat %4,3 artış kaydetmiştir. Daha detaylı ele alınacak olursa ihracatın ithalatı karşılama oranı 2019 Ocak-Aralık döneminde %86,0 iken, 2020 yılının aynı döneminde %77,2'ye gerilemiştir (<https://data.tuik.gov.tr>).

III. Literatür

Ulusların temel hedefi teorik olarak, ekonomik büyüme ve kalkınmayı sağlayarak yoksulluğu azaltmak ve vatandaşların refahını yükseltmektir (Ngo ve Nguyen, 2020). Bu makro hedeflere ulaşmak için bir ülkenin iç ve dış kaynak biriktirmesi gereklidir. Dış borçla finansman; ihracat, doğrudan yabancı yatırımlar ve yabancı yardım gibi ekonomik büyümeyi etkileyen dış kaynaklardan biridir. Neoklasik ve dışsal büyüme modellerinde dış borcun ekonomik büyümeyi negatif olarak etkilediğine değinilmiştir. Nedenselliğin varlığı, nedenselliğin yönü, dış borcun kategorileri ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler açısından yapılan çalışmalarda birbirinden farklı ve çelişkili bulgular elde edilmiştir. Elde edilen sonuçlar ülkelerin dış açıklık seviyelerine, borcun kullanılma yerlerinin farklı oluşuna ve ekonomik yapının da ülkelere göre farklılık göstermesine göre değişmektedir.

Saraç ve Yüksel (2017) dış borç ve ekonomik büyüme ilişkisini Türkiye ekonomisi için analiz ettiği çalışmada, 2001-2016 yıllarına ait çeyrek verileri kullanarak dış borç stoku ve ekonomik büyüme değişkenleri arasındaki ilişkiyi eşik değer regresyon analizi yöntemini kullanmıştır. Analizde, Türkiye ekonomisinde dış borç seviyesinin ekonomik büyüme üzerinde negatif etkisinin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Lof ve Malinen (2014) literatürde tartışılmalı bir konu olan devlet borçlanması ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi VAR yöntemiyle tahmin etmişlerdir. Gelişmiş olan 20 ülke verisini kullanarak yaptıkları çalışmada borcun büyüme üzerinde daha yüksek borç seviyelerinde dahi büyüme üzerinde güçlü bir etkisi olduğuna dair bir bulguya rastlamazken, negatif korelasyonu açıklayan, büyümenin borçlanma üzerinde tersine negatif bir etkisi olduğuna dair bir bulgu elde edilmiştir.

Bailliu (2000) yaptığı çalışmada dış borç ve büyüme ilişkisini 40 ülke verisini kullanarak 1975-1995 yılları arasında En Küçük Kareler Yöntemi (OLS) ile incelemiştir. Bulgulara göre gelişmiş ülkelerde pozitif, az gelişmiş ülkelerde negatif ilişki ortaya çıkmıştır. Kharusi ve Ada (2018) Umman'da 1990-2015 arası dönemde yıllık veriyle ARDL testi yapmışlardır. Dış borcun ekonomik büyüme üzerinde negatif ve anlamlı bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Dış borç ve büyüme arasında negatif ilişki bulan başka bir çalışma Nguyen vd.'nin (2003) düşük gelir seviyesindeki ülkeleri ele alarak yaptıkları çalışmadır. 1970-1999 yılları arası verisini alarak, sabit etkiler ve GMM yöntemi kullanılarak analiz yapılmıştır. Dış borcun kamu yatırımları üzerindeki etkisiyle büyüme üzerinde dolaylı ve tersine etkileri olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Benzer şekilde, Reinhart ve Rogoff'un (2011) 64 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeyi 1914-2010 dönemindeki yıllık veriyi kullanarak yaptığı panel veri analizi sonucunda dış borç ve büyüme ilişkisi negatif çıkmıştır. Atique ve Malik'in (2012)

Pakistan için yaptıkları çalışma 1980 – 2010 yılları arası ilişkiyi En küçük kareler yöntemiyle (OLS) analiz etmiştir. Dış borç miktarının, iç borçlanma miktarıyla kıyaslanırsa ekonomik büyümeyi daha yavaş azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Korkmaz (2015) Türkiye'de 2003Q1–2014Q3 arası çeyrek dönem verisiyle yaptığı çalışmada VAR modeli ve Granger nedensellik analizi yöntemlerini kullanmıştır. Çalışmada, ekonomik büyümeden dış borca tek yönlü nedensellik bulunmuştur.

Yine nedensellik ilişkisinin incelendiği Mercan ve Ergen'in (2018) çalışmalarında, 1990-2017 dönemini kapsayan yıllık verilerle VAR modeli ve Granger Nedensellik testi uygulanmıştır. VAR modelinden elde edilen etki – tepki fonksiyonlarına göre, ele alınan dönemde Türkiye'de büyümede meydana gelen bir şoka karşılık dış borç ikinci dönemde negatif tepki vermektedir. Yapılan Granger Nedensellik testine göre de büyümeden dış borca doğru bir nedensellik olduğu görülmektedir.

Benzer şekilde, Kamacı (2016) dış borcun ekonomik büyüme ve enflasyon üzerine etkilerini panel eş bütünleşme ve panel nedensellik analizi yaparak incelemiştir. 1995 – 2014 yılları arasında 6 Orta Asya Cumhuriyeti ve Türkiye'yi ele alarak, dış borçlanmadan büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik tespit etmiştir. Dış borçlanma ile enflasyon arasında ise herhangi bir nedensellik tespit edilmemiştir.

Ampirik çalışmalarda dış borcun ekonomik büyüme üzerindeki non-linear etkisini araştıran çalışmalar da mevcuttur. Pattillo vd. (2002) Latin Amerika, Sahra-Altı Afrika ve Orta Doğu'daki 93 adet gelişmekte olan ülkenin 1969-1998 yılları arasındaki veri setini kullanarak borç ve büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. OLS, Fixed Effect, System GMM yöntemlerini kullanarak, ortalama bir borçluluk oranına sahip ülkede borç oranını ikiye katlamanın kişi başına büyümeyi % 0.5-1 arasında azalttığını, optimal bir borç seviyesinin büyüme üzerinde pozitif bir etkisi olduğu sonucunu elde etmişlerdir. Çalışmada uygun seviyeyi aşan dış borcun, yatırımın hacminden ziyade etkinliğini düşürerek ekonomik büyümeyi azalttığı ortaya konmuştur.

Ayrıca, Imbs ve Ranciere (2005) 87 gelişmekte olan ülke analizinde Laffer eğrisinin non-parametrik bulgusuna dair kanıt elde etmişlerdir. Özellikle, borç fazlasının ortalama değer olarak ihracatın %200'üne (ve %140) veya GDP'nin %60'ına (ve %40) ulaştığında meydana geldiğini ortaya koymuşlardır. Ayrıca, borç artışı ve ekonomik performans ilişkisinin kurumlarla da ilgili olduğunu, kanunların, devlet yönetiminin etkinliğinin ve bürokratik kalitenin borcun miktarını sınırladığını rapor etmişlerdir.

IV. Veri Seti

Çalışmada 1990-2019 dönemi için Türkiye'de toplam dış borç stokunun ekonomik büyüme başta olmak üzere bazı diğer makroekonomik göstergeler üzerindeki etkisi test edilmiştir. Ekonomik büyümenin göstergesi olarak GSYH (2010 yılı \$ sabit), toplam dış borcun GSYH'daki % olarak payı, ihracat ve ithalat toplamının GSYH'daki % olarak payı ve enflasyon verisi olarak tüketici fiyat endeksi değişkenleri kullanmıştır. Analizde kullanılan değişkenlere ilişkin detaylı bilgiler Tablo 3'de yer

almaktadır. Kullanılan değişkenler yıllık veridir ve logaritmik formu alınarak analize dahil edilmiştir.

Tablo 3: Değişkenler ve Tanımları

Sembol	Tanım	Kaynak
GDP	GSYH Yıllık (2010\$ sabit)	Dünya Bankası, Ulusal Hesap Verisi
DB	Toplam dış borç miktarı (% GDP)	Dünya Bankası, Uluslararası Borç İstatistikleri
TRADE	İhracat ve ithalat toplamı (% GDP)	Dünya Bankası, Ulusal Hesap Verisi
ENF	Enflasyon (CPI 2010=100)	IMF, Uluslararası Finansal İstatistikler

V. Yöntem

Dış borçların ekonomik büyüme olmak üzere temel makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri ampirik olarak test edilmiştir. Ampirik analizde kullanılan değişkenlerin kendi aralarındaki dinamik ilişkilerini elde etmek için vektör otoregresyon (VAR) modeli kurulması ve zaman serilerinin durağanlık testlerinin yapılması gereklidir. Durağanlık testi için de Augmented (Genişletilmiş) Dickey-Fuller (1981, ADF) tarafından geliştirilen birim kök testi ve Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen birim kök testi yapılmıştır.

A. Geliştirilmiş Dickey-Fuller Testi ve Phillips–Perron Birim Kök Testi

Durağanlık sağlanamayan zaman serileri ile tahmin edilmiş modellerde sahte regresyon sorunu ortaya çıkmakta ve elde edilen sonuçlarda gerçek bir ilişki bulunmamaktadır. Bir zaman serisinin durağan olması; ortalaması, varyansı ve covaryansının tüm zamanlarda sabit olduğu anlamına gelmektedir (Gujarati, 2005:718). Durağan olmayan serilerde ise birim kök vardır. Birim kök süreci bugünkü bir şokun uzun süre kalıcı etkisi olduğunu ifade etmektedir. Birim kökü test etmede en basit yaklaşım AR(1) modeli ile başlamaktadır: (Wooldridge, 2019:630)

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t, t = 1, 2, \dots \quad (1)$$

Burada y_0 , gözlemlenen başlangıç değerini; $\{e_t\}$ 'nin gözlemlenen y 'nin geçmiş değerleri verildiğinde sıfır ortalamaya sahip bir süreci ifade ettiğinde:

$$E(e_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0) = 0 \quad (2)$$

$\{e_t\}$ 'nin $\{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0\}$ 'ye göre martingale fark dizisi olduğu söylenmektedir. $\{e_t\}$ 'nin y_0 'dan bağımsız olduğu ve sıfır ortalamayla i.i.d olduğu

varsayılırsa 2.durumu'da sağlamaktadır. $\{y_t\}$ süreci 1. 'yi izlerse ve ancak $p = 1$ ise birim kök sürecine sahip olmaktadır. $\alpha = 0$ ve $p = 1$ ise, $\{y_t\}$ yığılımsız bir rassal gidiş sürecini 2.durumu sağlayan e_t şoklarıyla izler. $\alpha \neq 0$ ve $p = 1$ ise $\{y_t\}$ yığılımlı bir rassal gidiş sürecidir. Buna rağmen sıfır hipotezi altında α 'yı tanımsız bırakmak genel bir yaklaşımdır. Bu yaklaşıma göre sıfır hipotezi $\{y_t\}$ 'nin birim köke sahip olduğunu ifade etmektedir. Birim kök testini uygulamak için 1.denklemin her iki tarafından da y_{t-1} in çıkarılmasıyla ve $\theta = p - 1$ tanımlamasıyla elde edilir:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + e_t \quad (3)$$

2.şartın sağlandığı durumda bu model dinamiktir ve $H_1 : \theta < 0$ alternatif hipotezine karşı $H_0 : \theta = 0$ 'ı test etmek daha kolaydır. Fakat H_0 hipotezi altında y_{t-1} I(1)'dir ve t istatistiği için asimtotik standart normal dağılımın temelini oluşturan merkezi limit teoremi uygulanmaz; büyük örneklerde bile t istatistiği yaklaşık standart normal dağılımına sahip değildir. H_0 hipotezi altında t istatistiğinin asimtotik dağılımı Dickey ve Fuller (1979)'dan sonra Dickey-Fuller dağılımı olarak bilinmektedir. Daha karmaşık dinamiklerle modellerdeki birim kökleri de test etmemiz gerekir. $\{y_t\}$, $p = 1$ ile 1.denklemdenki gibiyse Δy_t serisel korelasyonsuzdur. İlave gecikmelerle genişletilmiş (3.denklemin) denklem ile $\{\Delta y_t\}$ 'nin AR(1) modelini izlemesi sağlanabilir.

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + e_t \quad (4)$$

Burada $|\gamma_1| < 1$ 'dir. Bu varsayım $H_0 : \theta = 0$ altında $\{\Delta y_t\}$ 'nin kararlı bir AR(1) modelini izlemesini sağlar. $H_1 : \theta < 0$ alternatif hipotezi altında $\{y_t\}$ 'nin durağan bir AR(2) modeli izlediği gösterilebilir. Süreçteki dinamikleri dikkate almak için denklemin Δy_t 'nin gecikmelerini ekleyebiliriz. Bu yöntem birim kökün sıfır hipotezini test etmeye benzerdir.

$$\Delta y_t \text{ üzerine } y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p} \quad (5)$$

5 numaralı regresyonu tahmin ederek önceki gibi y_{t-1} 'in katsayısı $\hat{\theta}$ için t testi yapalım. Dickey-Fuller testinin bu genişletilmiş biçimi Genişletilmiş Dickey-Fuller testi olarak adlandırılmaktadır; çünkü regresyon gecikmeli değişimler, Δy_{t-h} ile

genişletilmiştir. Gecikmeli değişmelerin dahil olması Δy_t 'de serisel korelasyonu ortadan kaldırmayı hedeflemektedir. Gecikmenin uzunluğu verinin sıklığından etkilenir. Yıllık veri için genellikle bir veya iki gecikme yeterlidir (Wooldridge, 2019:633).

Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen birim kök testi Dickey-Fuller (1979) tarafından geliştirilen teste oranla daha esnektir. Hata terimleri için herhangi bir kısıtlamaya gidilmemiştir. Phillips Perron (PP) tarafından geliştirilen birim kök testinde hata terimlerinin heterojen bir yapı sergilediği görülmektedir. Hata terimleri arasında zayıf bir bağ var olmaktadır. Genişletilmiş Dickey-Fuller (1979) tarafından geliştirilen birim kök testinde hata terimleri birbirinden bağımsızdır. Ayrıca homojendir. Phillips ve Perron (1988) birim kök testi ile Genişletilmiş Dickey-Fuller (1979) testi arasındaki temel fark bağımlı değişkene ait gecikmeli değerlerin bulunmamasıdır.

B. Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (Autoregressive Distributed Lag, ARDL)

VAR modelinde hangi değişkenin içsel hangi değişkenin dışsal olduğunu belirlemeye gerek yoktur. VAR modeli basit bir yöntemdir, çünkü bütün değişkenler içseldir. Geleneksel OLS yöntemi her bir denkleme ayrı bir şekilde uygulanabilir. VAR modeline göre tahmin yapmak daha karmaşık eş anlı modellere göre birçok durumda daha iyidir. Uygun gecikme uzunluğunun seçimi uygulamada karşılaşılan en büyük sorundur. Ayrıca model I(0) ve I(1) değişkenlerinden oluşuyorsa, yani durağan ve durağan olmayan seriler bir aradaysa veriyi dönüştürmek kolay olmayacaktır (Gujarati, 2004:853).

Serilerin hem düzeyde I(0) hem de 1. mertebede durağan I(1) ve eş bütünleşik olduğu, ele alınan değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi olduğu durumlarda ARDL (Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model) kullanılmaktadır. ARDL, hem bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin (otoregresif) hem de bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinin açıklayıcı bir değişken olarak yer aldığı modeldir (Pesaran vd., 2001). Her değişkenin optimal gecikme sayısını elde etmek için tek denklemlerli VAR tahmini ve gecikme uzunluğu bilgisi kullanılarak gecikme uzunluğu testi yapılır. Daha sonra sınırlandırılmamış Hata Düzeltme (EC) modeliyle tek denklemin tahmini, tahmin edilen gecikme uzunluğu sayısıyla yapılmaktadır.

Geleneksel Johansen (1998) ve Johansen ve Juselius (1990) eş bütünleşme yaklaşımı yerine ARDL tekniğini kullanmanın avantajları, diğerlerinin bir denklem sistemi bağlamında uzun vadeli ilişkileri tahmin etmesiyken, ARDL'nin yalnızca tek bir indirgenmiş denklem kullanmasıdır (Pesaran ve Shin, 1995). Ayrıca, ARDL yöntemi standart eş bütünleşme testinde daha fazla olan spesifikasyonlardan kaçınmaktadır. Spesifikasyonlar, dahil edilecek içsel ve dışsal değişkenlerin sayısına ve belirleyici unsurlara dair kararları içermektedir. Dahası, ARDL yaklaşımı standart eş bütünleşme testinde mümkün olmayan, farklı değişkenler için farklı optimal gecikmelerin kullanımına izin vermektedir. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen

sınır testinde kısıtsız hata düzeltme modelini ele almaktadır. Bu nedenle diğer uzun dönemli ilişkiyi araştıran modellere göre daha güvenilir sonuçlar vermektedir. ARDL modelinin sıfır hipotezi değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur şeklindedir. Alternatif hipotez de değişkenler arasında en az bir adet eşbütünleşme ilişkisi vardır şeklindedir.

VI. Ampirik Bulgular

Ampirik analize konu olan değişkenlerin kendi aralarındaki dinamik ilişkilerini elde etmek için vektör otoregresyon (VAR) modeli kurulması gerekmektedir. Vektör otoregresyon modeli kurulurken serilerin durağan oldukları yani iktisadi şok yaşamadıkları seviyenin ortaya konulması gerekir. Makroekonomik değişkenlerin iktisadi krizlere maruz kalmaları durumunda kriz olmayan dönemlerde nasıl davrandıkları hakkında fikir yürütmek mümkün değildir. Makroekonomik değişkenler üzerinde iktisadi şokların etkisinin olması ekonometri teorisinde birim kök olarak adlandırılmaktadır. Bu nedenle Dickey-Fuller (1981, ADF) tarafından geliştirilen doğrusal ve yapısal kırılmaları dikkate almayan birim kök testi ve Phillips Peron birim kök testi yapılmıştır.

Tablo 4: Birim Kök Test Sonuçları

	Değişkenler	ADF Test Değeri		PP Test Değeri		I
		Seviyede	1.Fark	Seviyede	1.Fark	
Sabitli Model	LnGDP	0.272(0) [0.972]	-5.397(0) [0.000]***	0.845 (6) [0.993]	-6.044(6) [0.000]***	I(1)
	LnDB	-1.989(0) [0.287]	-5.048(0) [0.000]***	-2.154(2) [0.226]	-5.332 (6) [0.000]***	I(1)
	LnTRADE	-0.810(6) [0.797]	-4.682(1) [0.000]***	-1.691(19) [0.424]	-5.330(12) [0.000]***	I(1)
	LnENF	-3.213(2) [0.030]**	-0.948(0) [0.757]	-5.431(4) [0.000]***	-0.989(2) [0.743]	I(0)
Sabit + Trendli Model	LnGDP	-2.490(0) [0.330]	-5.303(0) [0.001]***	-2.531(3) [0.312]	-6.474 (7) [0.000]***	I(1)
	LnDB	-2.172(0) [0.486]	-4.958(0) [0.002]***	-2.364(2) [0.388]	-5.237(6) [0.001]***	I(1)
	LnTRADE	-3.843 (1) [0.028]**	-3.698(5) [0.043]**	-2.590 (16)[0.286]	-5.546(14) [0.000]***	I(0)
	LnENF	-3.691 (1) [0.039]**	-1.099 (0) [0.911]	-1.786 (4) [0.685]	-1.389 (3) [0.841]	I(0)

[*] olasılık değerlerini göstermektedir. ADF Test kritik değerleri sabitte: Mac Kinnon (1996)1% , 5% ve 10% için sırasıyla -3.679322, -2.967767 ve-2.622989. Sabit & trendli model için 1%, 5% ve 10% için de sırasıyla -4.309824, -3.574244, -3.221728. PP için sabitte 1%, 5% ve 10% için sırasıyla MacKinnon test kritik değerleri -3.679322, -2.967767, -2.622989. Sabit ve trendli için 1%, 5% ve 10% için sırasıyla -4.309824, -3.574244, -3.221728. PP birim kök testinde Bandwidth: 7

(Newey-West automatic) Bartlett kernel kullanılmaktadır.

Hem Dickey-Fuller (1981) hem de Phillips-Perron (1988) birim kök test sonuçlarının yer aldığı Tablo 4.'de karar verirken olasılık değerleri kullanılmaktadır. Eğer köşeli parantez içinde verilen olasılık değerleri, %1 (0.01), %5 (0.05) ve %10 (0.1) anlam seviyelerinden büyükse değişkenin birim kök taşıdığı şeklindeki alternatif hipotez kabul edilir. Eğer köşeli parantez içinde verilen olasılık değerleri, %1 (0.01), %5 (0.05) ve %10 (0.1) anlam seviyelerinden küçükse değişkenin birim kök taşımadığı şeklindeki alternatif hipotez kabul edilir. Her iki birim kök test sonuçlarına göre değişkenlerin düzey değerlerinde hem sabitli modelde hem de sabit ve trend değişkeninin dahil edildiği modelde enflasyon serisi hariç seviyede durağan olmadıkları ve birim kök taşıdıkları tespit edilmiştir. Birinci farkları alındığında enflasyon hariç diğer değişkenler durağanlaşmakta ve birim köklerden ortadan kalkmaktadır. Hiçbir değişken 1.mertebeden yüksek mertebeye entegre olmamıştır ki bu da eşbütünleşme testinin ön koşuludur.

Birim kök testleri akabinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkileri belirlemek amacıyla ARDL eşbütünleşme modeli kullanılmıştır. Değişkenlerin I(0) seviyede ve I(1)'de durağan olmaları nedeniyle ARDL modeliyle devam edilmiştir. İlk olarak değişkenlerin optimal gecikme uzunluklarının bulunması gerekmektedir. ARDL modelinde optimal gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriteri kullanılarak 4 olarak bulunmuştur.

Tespit edilmesi gereken bir diğer konu değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığıdır. ARDL modelinde sıfır hipotezi değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur şeklindeki H_0 ise değişkenler arasında en az bir adet eşbütünleşme ilişkisi vardır şeklindedir. Eşbütünleşme ilişkisinin tespitine yönelik istatistikler Tablo 5.'te yer almaktadır.

Tablo 5: Eşbütünleşme İlişkisinin Sınır Testi İle Tespit Edilmesi

Gözlem Gerçek sayısı=26 n=30 için	Test İstatistiği	Değer	k
	F Bound istatistiği	6.25	3
		Kritik Değer Sınırları	
	Anlam Seviyeleri	I(0)	I(1)
	10%	3.008	4.15
	5%	3.71	5.018
1%	5.33	7.65	

Hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001) tarafından çalışmalarından yer verilen kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan F istatistiği alt sınırdan küçükse eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Hesaplanan F istatistiği üst kritik değerden I(1) büyük olduğu için (F ist = 6.25) alternatif hipotez %5 ve %10 güven aralığında kabul edilmektedir yani uzun dönem ilişki mevcuttur.

Buna göre değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi ARDL(1, 2, 4, 4) olarak tespit edilmiştir. Bu seçilen modele ilişkin sonuçlar Tablo 6'da verilmektedir.

Tablo 6: ARDL(1,2,4,4) Modelinin Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Olasılık değeri
LOGDB(-1)	0.154766	0.4061
LOGGDP	-104.4632	0.0106**
LOGGDP(-1)	121.2002	0.0158**
LOGGDP(-2)	66.33886	0.1121
LOGENF	0.347686	0.3722
LOGENF(-1)	-0.352579	0.5256
LOGENF(-2)	0.512911	0.3097
LOGENF(-3)	0.185241	0.6667
LOGENF(-4)	-0.563524	0.050*
LOGTRADE	0.233428	0.3008
LOGTRADE(-1)	-0.573554	0.0097***
LOGTRADE(-2)	-0.386259	0.1159
LOGTRADE(-3)	-0.580534	0.0179**
LOGTRADE(-4)	-0.508226	0.0589*
C	-5.377272	0.0486
Düzenlenmiş R ² = 0.893304		
F-istatistik = 15.95069		
Prob (F-ist.) 0.000		

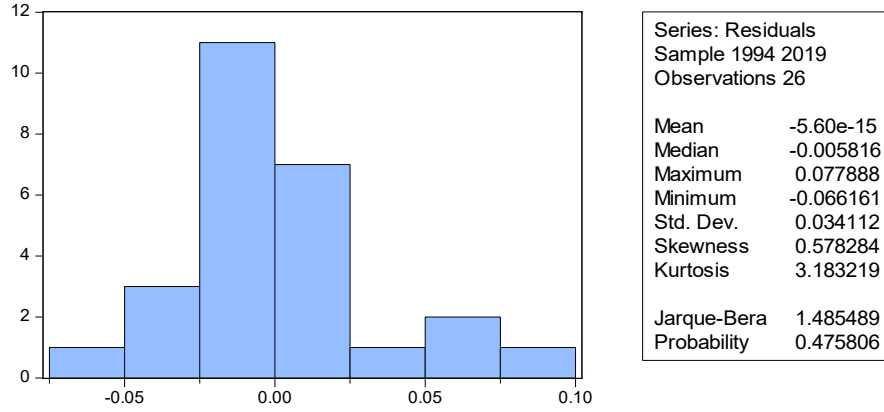
Not:***, ** ve* değerleri sırasıyla %1 (0.01), %5 (0.05) ve %10 (0.1) anlam seviyelerini ifade etmektedir.

Akaike bilgi kriterinin (AIC) en düşük olduğu dış borç stokunun bir dönem gecikmeli, gdp değişkeninin iki dönem gecikmesi, enflasyon değişkeninin dört dönem gecikmesi ve ticaret oranının değişkeninin dört dönem gecikmeli değerinin kullanıldığı model tercih edilmelidir.

Adjusted R² değerine göre dış borç yükü'ndeki değişmelerin yaklaşık %89.3'ü modele dahil edilen gdp, ithalat ihracat toplamının gdp'ye oranı ve enflasyon değişkenleri tarafından açıklanmaktadır. Model spesifikasyon testlerine göre Ramsey RESET F-istatistiğinin olasılık değeri 0.70 olup buna göre model kurma hatasının olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır. Ayrıca Heteroscedasticity Test (Breusch-Pagan-Godfrey F_{ist} = 0.60, Prob. F= 0.81)) ve Autocorrelation (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test F_{ist}=0.54, Prob.F =0.59) istatistikleri ve olasılık değerleri dikkate alındığında değişen varyans ve otokorelasyon sorunu bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Grafik 1: CUSUMSQ Test Grafiği

Bahmani-Oskooee ve Ng'ye (2002) göre eğer Grafik 1'de yer alan CUSUM of squares testine göre istatistikler % 5 anlam seviyesinde aralık içinde kalıyorsa kurulan ARDL modelinde serilerin parametre tahminlerinin istikrarlı olduğu şeklindeki sıfır hipotezi kabul edilmektedir. CUSUM test istatistiği incelendiğinde yapısal kırılmaların olmadığını ve hesaplanan uzun dönem katsayıların istikrarlı, durağan olduğu görülmektedir. Bu da uzun dönem ilişkinin var olduğunu bize göstermektedir.

**Şekil 1:** Kalıntıların Normallik Testi

Jarque-Bera Prob. değeri 0.05'ten büyük olduğu için (0.475) kalıntıların normal dağıldığını göstermektedir.

Tablo 7: ARDL (1,2,4,4) Hata Düzeltme Modeli ve Uzun Dönem Katsayılar

	Değişkenler	Katsayılar	Olasılık Değeri
	LOGDB(-1)	-0.856105	0.0006***

Eşbütünleşme Formu	LOGGDP(-1)	0.766984	0.0033***
	LOGENF(-1)	0.133262	0.0292**
	LOGTRADE(-1)	-1.831747	0.0106**
	D(LOGGDP)	-0.966948	0.0105**
	D(LOGGDP(-1))	-0.616322	0.1121*
	D(LOGENF)	0.362510	0.3493
	D(LOGENF(-1))	-0.137480	0.6363
	D(LOGENF(-2))	0.371916	0.1991
	D(LOGENF(-3))	0.565027	0.0491**
	D(LOGTRADE)	0.226994	0.3106
	D(LOGTRADE(-1))	1.483996	0.0085***
	D(LOGTRADE(-2))	1.095934	0.0061***
	D(LOGTRADE(-3))	0.513491	0.0559*
C	-11.35816	0.0125***	
Uzun Dönem Katsayılar	LOGGDP	0.895900	0.0003***
	LOGENF	0.155661	0.0186**
	LOGTRADE	-2.139630	0.0028***

Not: Sınırlanmamış Sabit ve Trendsiz, F Bounds t statistic=6.259193 (alt ve üst kritik değerlere göre %5 ve %10'da anlamlı). ***, ** ve * değerleri sırasıyla %1 (0.01), %5(0.05) ve %10 (0.1) anlam seviyelerinde katsayıların istatistiksel olarak anlamlı oldukları seviyeyi göstermektedir.

Uzun dönem katsayılarına göre GDP'nin %1 artması durumunda dış borç yükü % 0.89 artmaktadır. Yine aynı şekilde enflasyonun %1 artması dış borç yükünü % 0.15 arttırmakta, ticaretin (ihracat ve ithalat toplamının gdp'ye oranı) %1 artması durumunda dış borç yükünün %2.13 azaldığını söylemek mümkündür. Enflasyon %1 artarsa dış borç yükü % 0.15 artar, ticaret (ithalat ve ihracat toplamı) %1 artarsa dış borç % -2.13 azalmaktadır.

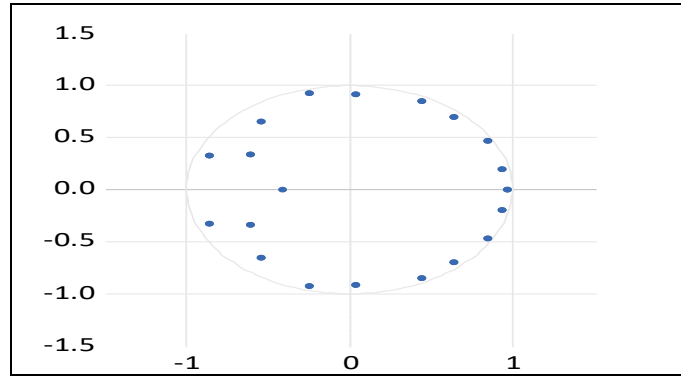
Tablo 8: ARDL Hata Düzeltme Modeli (Kısa Dönem Katsayıları)

Değişken	Katsayı	Olasılık değeri
C	-11.35816	0.0002***
D(LOGGDP)	-0.966948	0.0042***
D(LOGGDP(-1))	-0.616322	0.0454**
D(LOGENF)	0.362510	0.0500**
D(LOGENF(-1))	-0.137480	0.5917
D(LOGENF(-2))	0.371916	0.1457
D(LOGENF(-3))	0.565027	0.0152*
D(LOGTRADE)	0.226994	0.0847*
D(LOGTRADE(-1))	1.483996	0.0009***
D(LOGTRADE(-2))	1.095934	0.0009***
D(LOGTRADE(-3))	0.513491	0.0123**
CointEq(-1)	-0.856105	0.0001***

t-Bounds Test İst.= -5.644908 (I(0)ve I(1) alt ve üst sınır değerlerine göre istatistiki olarak anlamlıdır.

Hata düzeltme katsayısı CointEq (-1) negatif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Kısa dönemde oluşabilecek bir dengeden sapmanın (1/0.85) yaklaşık 1.17 yıl sonra düzelerek uzun dönem dengesine ulaşacağını bize göstermektedir. Eşbütünleşme ilişkisi ARDL modeli ile incelendikten sonraki aşamada değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri incelenmektedir. Bu amaçla Toda Yamomota Nedensellik analizi yapılmıştır. Bu doğrultuda serilerin en yüksek entegre olma derecesinin $d_{max} = 1$ olduğuna birim kök testleriyle karar verilmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik analizi için gerekli olan $p + d_{max}$ seviyesinin 2 olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bulunan gecikme sayısında otokorelasyon sorunu olup olmadığını test etmek için LM Testi kullanılmıştır. Yapılan VAR analizine göre değişen varyans veya otokorelasyon sorunu olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Olasılık değerlerine bakıldığında, 2. gecikmede otokorelasyon sorununun olmadığına ilişkin sıfır hipotezi kabul edilmektedir.

Şekil 2'e göre AR Karakteristik polinomunun ters kökleri birim çember içerisinde yer almaktadır dolayısıyla tahmin edilen modelin durağanlık koşullarını sağladığını göstermektedir.



Şekil 2: AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

İlgili durum göz önünde bulundurularak Toda Yamomota Nedensellik analizi Wald test istatistiği sonuçları ve olasılık değerleri aşağıdaki Tablo 9.da sunulmuştur.

Tablo 9: Toda Yamomota Nedensellik Analiz Sonuçları

Nedensellik Yönü	Wald İstatistiği	Test	Olasılık Değeri	Sonuç
GDP \neq DB	3.283		0.007***	Nedensellik vardır
CPI \neq DB	12.05085		0.0005***	Nedensellik vardır
TRADE \neq DB	4.389160		0.0362**	Nedensellik vardır
DB \neq GDP	0.441762		0.5063	Nedensellik yoktur

ENF⇒GDP	5.332461	0.0209**	Nedensellik vardır
TRADE⇒GDP	0.141282	0.7070	Nedensellik yoktur
DB⇒ENF	0.877384	0.3489	Nedensellik yoktur
GDP ⇒ENF	5.083304	0.0242**	Nedensellik vardır
TRADE⇒ENF	0.002059	0.9638	Nedensellik yoktur
DB⇒TRADE	0.004269	0.9479	Nedensellik yoktur
GDP⇒TRADE	1.603194	0.2055	Nedensellik yoktur
ENF⇒TRADE	1.626591	0.2022	Nedensellik yoktur

*Gecikme uzunluğu AIC bilgi kriterine göre seçilmiştir.

Ekonomik büyümeden dış borç yüküne nedensellik ilişkisi varken dış borçtan ekonomik büyümeye nedensellik yoktur. Nedensellik ilişkisi sadece ekonomik büyümeden dış borca doğru tek yönlüdür. Yani dış borç arttıkça ekonomide bir büyüme beklenmemektedir. Ticaret değişkeninden (ithalat ve ihracat /GDP) dış borca doğru bir nedensellik vardır. Yani ithalat ve ihracat arttıkça dış borçlanma da artmaktadır. Enflasyondan dış borca bir nedensellik ilişkisi olması enflasyon yükseldikçe dış borç yükünde bir artış olduğunu fakat dış borç yükü arttığında enflasyonun yükselmediğini ifade etmektedir. Enflasyonla ekonomik büyüme arasında ise çift yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur.

VII. Sonuç ve Öneriler

Gelişmekte olan ülkelerde ekonomik kalkınmanın sağlanması için dış borcun farklı türlerde ele alındığı görülmektedir. Dış borç, program kredileri, proje kredileri, rö-finansman ve bağlı krediler şeklinde kullanılabilir. Alınan dış borcun makro ekonomik etkileri incelendiğinde başta ekonomik büyüme olmak üzere, döviz kurları, dış ticaret, gelir dağılımı, ekonomik yapı üzerinde etkili olduğu görülmektedir.

Çalışmada, Türkiye ekonomisinin 1990 – 2019 yılları arasında kalan yaklaşık 30 yıllık dönemine ait yıllık verileri kullanılarak eş bütünleşme ve nedensellik analizi yapılmıştır. ARDL testi dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli eş bütünleşme analizi için kullanılmıştır. Çalışmada ayrıca, ilişkinin yönünü belirlemek için Toda Yamomota nedensellik analizi kullanılmıştır. Tüm bu analizlerden elde edilen sonuçlar ekonomik büyüme ile dış borç arasında bir etkileşimin ve eş bütünleşmenin olduğunu göstermektedir.

Nedensellik analiz sonuçları, dış borç ve ekonomik büyüme ilişkisinin geçerli olduğunu göstermektedir. Tek yönlü olduğu görülen ilişki alınan kaynakların ekonominin büyümeye yönelik yatırımlarda kullanıldığına dair kanıtlar sunmaktadır. Öte yandan nedensellik ilişkisinin ekonomik büyümeden dış borç miktarına doğru olması ise ekonomik büyümenin Türkiye ekonomisinde dış kaynaklara bağımlı olarak geliştiğini göstermektedir.

Ekonomik büyümeden dış borç yüküne nedensellik ilişkisi varken dış borçtan ekonomik büyümeye nedensellik yoktur. İthalat ve ihracat oranından dış borca doğru bir nedensellik vardır. Enflasyondan dış borca bir nedensellik ilişkisi olması enflasyon yükseldikçe dış borç yükünde bir artış olduğunu fakat dış borç yükü arttığında

enflasyonun yükselmediğini ifade etmektedir. Enflasyonla ekonomik büyüme arasında ise çift yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur.

Büyümenin sağlam bir zemine oturması ve borçlanmanın buna göre yapılması gelecekte ülke ekonomisi açısından pozitif etkide bulunabilecektir. Sürdürülebilir bir büyüme borçlanma açısından da önem arz etmektedir. Alınan borçların verimli alanlara yatırım yapılması ve katma değeri yüksek malların üretilmesi büyümeyi olumlu etkilediği gibi borç yükünü de dengeleyici etkisi olmaktadır.

Kaynaklar

- Atique, R. & Malik, K. (2012). Impact of domestic and external debt on the economic growth of Pakistan, *World Applied Sciences Journal*, 20(1), 120-129.
- Bahmani Oskooee, Mohsen & Raymond Chi Wing N.G. (2002). Long- run demand for money in Hong Kong: an application of the ARDL Model. *International Journal of Business and Economics*, 1(2), 147-155.
- Bailliu, J. (2000). Private capital flows, financial development, and economic growth in developing countries. Staff Working Papers, 15, Bank of Canada.
- Eğilmez, M. (2020a). *Türkiye Ekonomisi*. Remzi Kitabevi
- Eğilmez, M. (2020b). *Makro Ekonomi*. (14.basım) Remzi Kitabevi
- Felipe, J. & Mc Combie, J. (2020). The illusions of calculating total factor productivity and testing growth models: from Cobb-Douglas to Solow and Romer. *Journal of Post Keynesian Economics*, 43(3), 470-513.
- Gujarati, D. N. (2005). *Temel Ekonometri*. Literatür Yayıncılık.
- Imbs, J. & Ranciere, R. (2005). The overhang hangover. The World Bank.
- Kamacı, A. (2016). Dış borçların ekonomik büyüme ve enflasyon üzerine etkileri: panel eşbütünleşme ve panel nedensellik analizi. *International Journal of Cultural and Social Studies*, 2(1), 165-175.
- Kharusi, S.A. & Ada, M.S. (2018). External debt and economic growth: the case of emerging economy. *Journal of Economic Integration*, 33(1), 1141-1157.
- Korkmaz, S. (2015). The relationship between external debt and economic growth in Turkey. Proceedings of the Second European Academic Research Conference on Global Business, Economics, Finance and Banking (EAR15Swiss Conference) ISBN, 971-978.
- Lof, M. & Malinen, T. (2014). Does sovereign debt weaken economic growth? A panel VAR analysis. *Economics Letters*, 122, 403-407.
- Ngo, M. N. & Nguyen, L. D. (2020). The role of economics, politics and institutions on budget deficit in ASEAN countries. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(9), 251- 261. <https://doi.org/10.13106/jafeb.2020.vol7.no9.251>

- Parasız, İ., Ekren, N. & Başoğlu, U. (2015). *Uygulamalı İktisat*. Ekin Basın Yayın Dağıtım.
- Pesaran, M.H. & Shin, Y. (1995). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. Cambridge Working Papers in Economics 9514, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Pattillo, C., Poirson, H. & Ricci, L., (2002). External debt and growth finance and development. *A Quarterly Magazine of the IMF*, 39(2).
- Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a time of debt. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 100, 573–578. <http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/aer.100.2.573>
- Saraç, T. B. & Yücel, M. H. (2017). Dış borç ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneği. *Turan: Stratejik Araştırmalar Merkezi*, 9(35).
- Shkolnyk, I. & Koilo, V. (2018). The relationship between external debt and economic growth: empirical evidence from Ukraine and other emerging economies. *Investment Management and Financial Innovations*, 15(1), 387-400
- Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312–320. <https://doi.org/10.2307/1926047>
- Tornell, A. & Velasco, A. (1992). The tragedy of the commons and economic growth: Why does capital flow from poor to rich countries?. *Journal of Political Economy*, 100, 1208–1231.
- Ulusoy, A. (2013). Devlet Borçları. *Celepler Matbaacılık*

İnternet kaynakları

- <https://www.hmb.gov.tr/kamu-finansmani-istatistikleri>
- <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Dis-Ticaret-Istatistikleri-Aralik-2020-37412&dil=1>
- <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=D%C3%B6nemseller-Gayrisafi-Yurt%C4%B0%C3%A7i-Has%C4%B1la-III.-%C3%87eyrek:-Temmuz---Eyl%C3%BCl,-2020-33606&dil=1>