İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi ®
Jornal of the Human and Social Science Researches
[2147-1185]
11 th Years

[itobiad], 2022, 11 (1): ss/pp

Türkiye'de Ekonomik Büyüme ve Cari Açık Arasındaki İlişkinin Sınanması: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

Testing for the Relationship Between Economic Growth and Current Account Deficit in Turkey: ARDL Bound Test Approach

Yazarın Adı SOYADI / Author's Name Surname

Unvan, Üniversitenin (veya Kurumun) Kısaltması Fakülte (veya Birim) /

Title, Abbreviation of University (or Institution), Faculty (or Unit) /

e-mail

Orcid ID:

Bu kırmızı alan yayın kararı sonrasında yazılacaktır. / This red section will be written after the publication decision.

Makale Bilgisi / Article Information

Makale Türü / Article Type	**:** Araştırma Makalesi / Research Article
Geliş Tarihi / Received	**:** --.--.2022
Kabul Tarihi / Accepted	**:** --.--.2022
Yayın Tarihi / Published	**:** --.--.2022
Yayın Sezonu	**:** Ocak-Şubat-Mart
Pub Date Season	**:** January-February-March

Atıf/Cite as: Bu Bölüm Dergi Sorumlusu Tarafından Doldurulacaktır. This section will be filled out by a journal authority

İntihal-Plagiarism/Etik-Ethic: Bu makale, en az iki hakem tarafından incelenmiş ve intihal içermediği, araştırma ve yayın etiğine uyulduğu teyit edilmiştir. / This article has been reviewed by at least two referees and it has been confirmed that it is plagiarism-free and complies with research and publication ethics. http://www.itobiad.com/

Copyright © Published by Mustafa Süleyman ÖZCAN, Since 2012 – Istanbul / Eyup, Turkey. All rights reserved.

*This work is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License

Türkiye'de Ekonomik Büyüme ve Cari Açık Arasındaki İlişkinin Sınanması: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

Öz

Cari işlemler dengesindeki açık, birçok gelişmekte olan ülkede gibi, Türkiye ekonomisi için de en önemli sorunlardan biridir. Türkiye'de cari işlemlerden dengesindeki açığın temel nedeni, dış ticaret dengesindeki açıktır. Ekonomik büyüme oranındaki artış, milli gelir seviyesini olumlu etkilerken dış ticaret ve cari işlemler dengesini olumsuz yansımaktadır. Bu çalışmada, 1998:1-2020:1 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılarak Türkiye'de ekonomik büyüme ile cari işlemler dengesi arasındaki ilişki ARDL yaklaşımı ile incelenmiştir. Serilerin durağanlığı Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (1988) ve Ng-Perron (2001) birim kök testleriyle sınanmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmak için serilerin farklı seviyelerde durağan olması nedeniyle ARDL (otoregresif gecikmesi dağıtılmış) modeli tercih edilmiştir. ARDL sınır testi sonuçlarına göre, seriler arasında uzun dönemli ilişki vardır. Serilerde kısa dönemde meydana sapmalar, yaklaşık 5,4 dönem (16,5 ay) sonra ortadan kalkmakta ve uzun dönem dengesine ulaşılmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Cari Açık, Ekonomik Büyüme, ARDL, Sınır Testi, Hata Düzeltme Modeli

Testing for the Relationship Between Economic Growth and Current Account Deficit in Turkey: ARDL Bound Test Approach

Abstract

The deficit in the current accounts balance is one of the most important problems for the Turkish economy, as in many developing countries. The main reason for the deficit in the current account balance in Turkey is the deficit in the foreign trade balance. While the increase in economic growth rate positively affects the national income level, it negatively affects the foreign trade and current account balance. In this study, the relationship between economic growth and current account balance in Turkey has been examined with the ARDL approach by by using quarterly data for the period 1998: 1-2020: 1. The stationarity of the series was tested by Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), and Ng-Perron (2001) unit root tests. In order to investigate the long-term relationship between variables, the ARDL (distributed autoregressive delay) model was preferred, because the series are stationary at different levels. According to the ARDL bound test results, there is a long-term relationship between the series. The deviations that occur in the short term in the series disappear after approximately 5.4 periods (16.5 months) and the long term balance is reached.

Keywords: Current Account Deficit, Economic Growth, ARDL, Bound Test, Error Correction Model

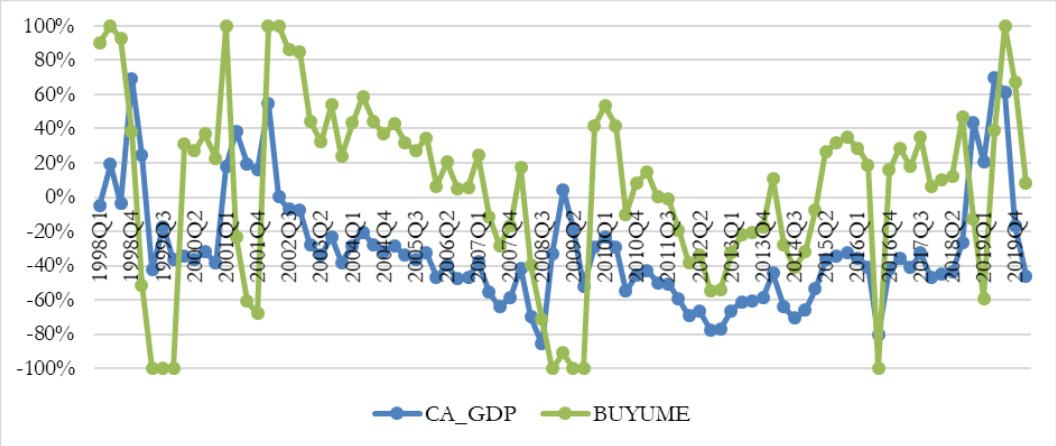
1. Giriş

Ödemeler bilançosunun iki temel hesabından biri olan cari işlemler hesabı, temelde yurt içindeki yerleşiklerle yabancılar arasında mal ve hizmet ticaretinden doğan yükümlülükler ile kabaca karşılıksız transferler olarak adlandırılan işlemleri kapsamaktadır. İkinci temel hesap olan finans hesabında ise doğrudan yabancı yatırımlar, portföy yatırımları, finansal türevler ve diğer yatırımlar şeklinde sermaye hareketleri takip edilir. Ödemeler bilançosunun cari işlemler hesabı açık verdiğinde, finans hesabının söz konusu açığı kapatacak kadar fazla vermesi beklenir. Finans hesabındaki oluşacak fazlanın doğrudan yabancı yatırımlar gibi uzun vadeli sermaye hareketlerinden oluşması tercih edilir. Türkiye gibi çoğu gelişmekte olan ülkede ise cari işlemler dengesindeki açık (cari açık) kısa vadeli sermaye girişleri ile finanse edilmektedir. "Sıcak para" olarak da ifade edilen kısa vadeli fonlar hem yüksek maliyetli hem de olumsuz gelişmelere çok duyarlı olduğu için ihtiyaç anında ülkeden hızla çıkmaktadır. Dolayısıyla cari açığı kısa vadeli sermaye (fon) girişleri finanse etmeye çalışmak ülke ekonomisi için ciddi riskler doğurmaktadır. Diğer taraftan, cari açığı finanse edecek gerekli sermaye girişi mevcut değilse, resmi rezervlerin kullanılması gerekmektedir. Bu durum, resmi rezervlerin azalmasına bağlı olarak ülke ekonomisine yönelik algıyı olumsuz etkileyecektir.

Geçmişte günümüze Türkiye ekonomisi için cari açık, kronik bir sorundur. Bu sorunun çözümü için cari açığın kaynaklarını iyi teşhis etmek ve ona göre tedbirler almak gerekir. Türkiye'de cari işlemler hesabındaki (dengesindeki) açığın en önemli nedeni, mal (dış ticaret) dengesindeki açıktır. Diğer önemli sebep ise yurtiçi tasarrufların yetersizliğidir. Türkiye'de cari açığın temel kaynağı dış ticaret dengesindeki açık olduğuna göre, dış ticarete (ithalata ve ihracata) yönelik önlemler cari açığı azaltabilir mi? Bu sorunun cevabı için Türkiye'de ithalatın yapısına bakmak gerekir. İthalatın yaklaşık %90'ı ara ve yatırım mallarından oluşmaktadır. Bu yapı, Türkiye ekonomisinin üretim ve ihracatta dışa bağımlılığını göstermektedir. İthal edilen ara ve yatırım malları yurt içindeki üretim süreçlerinde kullanılmaktadır. Dolayısıyla, ithalatı kısıtlayarak dış ticaret dengesindeki açığı kapatmaya yönelik tedbirler üretime ve ekonomik büyümeye olumsuz yansıyacaktır. İhracatı artırmaya yönelik tedbirler ise ithalatı artırarak dış ticaret açığını azaltma hedefini olumsuz etkilemektedir. Türkiye ekonomisi için söz konusu ikilem, dışa bağımlığı ekonomik yapının bir sonucudur.

Türkiye'nin planlı kalkınma döneminden günümüze ara ve yatırım mallarına ilişkin sanayi dallarında istenilen seviyeye gelememiş olması, üretimde dışa bağımlılığı kaçınılmaz hale getirmiştir. Geçmişten günümüze Türkiye'de yüksek ekonomik büyüme oranlarının gerçekleştiği yıllarda, cari açık artmıştır. Ekonomik büyümenin yavaşladığı veya daralmanın olduğu dönemlerde (1988, 1989, 1991, 1994, 1998, 2001 ve 2009) cari işlemler dengesi ya fazla vermiş ya da açık tutarı azalmıştır. Şekil 1'e bakıldığında Türkiye'de ekonomik büyüme ile cari açık arasında yakın ilişkinin 1998 sonrasındaki dönemde de devam ettiği görülmektedir. Türkiye ekonomisi için büyüme mi cari açık mı ikilemi her zaman gündemde olmuştur. Dışa bağımlılığı yüksek olan bir ekonomide cari açık ekonomik büyümenin bir maliyeti olarak da görülebilir.

Şekil 1. *1998-2020 Döneminde Türkiye'de Ekonomik Büyüme Ve Cari Açık/GSYH Oranları (%, Üçer Aylık)*



Kaynak: OECD ve TÜİK

Cari açık pek çok ekonomik değişkenin yanı sıra ülke ekonomisine yönelik beklentileri de etkilemektedir. Bu açıdan cari açık ile ilgili göstergeleri iyi takip etmek, ona göre tedbirler almak gerekir. Ekonomik büyüme oranını yüksek tutmak kadar cari açığı (cari işlemler dengesi/GSYH oranını) da belli bir seviyenin altında tutmak, ülke ekonomisine yönelik algıyı olumlu şekilde etkileyecektir. Literatürde, cari açık/GSYH oranının belirli bir eşik değeri aşması "kriz sinyali" olarak görülmektedir (Dornbusch, 2001, s.1). Diğer taraftan cari açık ile kriz arasındaki ilişki noktasında, belirli eşik değerlerin (%4 gibi) ifade edilmesi ise tartışmalı bir konudur. Bazen uygulama ile literatürdeki çalışma bulguları arasında uyuşmazlıklar olabilmektedir. Örneğin, 2011 yılında Türkiye'de cari açık/GSYH oranı %8.9 olarak gerçekleşmiş ama kriz çıkmamıştır. 2011 yılında yüksek cari açık krize neden olmasa da ekonomide ciddi güven kaybına neden olmuştur. Sonuçta, "cari açık/GSYH belirli eşik değeri aşarsa, ülkede kriz çıkar" görüşü genelleştirilebilecek sağlamlıkta olmasa da ciddi bir uyarı niteliğindedir. Bu şartlar altında, ülke ekonomisi için büyümeyi sürdürülebilir kılmak, dış ticaret açığını azaltacak yapısal reformları gerçekleştirmek, ekonomiye duyulan güveni artırmak ve cari açığın finansman kalitesini artırmak önemli hale gelmektedir.

Bu çalışmada, Türkiye'de ekonomik büyüme ve cari açık arasındaki ilişki, 1998:1-2020:1 dönemine ait üçer aylık verilerle analiz edilmiştir. Analiz için ARDL (Autoregressive Distributed Lag: Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif) yaklaşımı tercih edilmiştir. ARDL modeli, hem değişkenler arasındaki kısa dönem ilişki dinamikleri hem de uzun dönem ilişkileri hakkında bilgi vermektedir. Ek olarak değişkenlerin derecelerde durağan olması da ARDL yaklaşımının tercih edilmesinde etkili olmuştur. Bu çalışmada, analiz edilen dönem için Türkiye'de ekonomik büyüme ile cari açık arasında eşbütünleşme ilişkisi var mıdır? İki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki varsa ekonomik büyüme cari açığı ne oranda etkilemekte ve bu ilişki kısa dönem için de geçerli midir? Seriler arasındaki ilişkide kısa dönemdeki sapmalar uzun dönemde dengeye geliyor mu, diğer bir ifadeyle hata düzeltme modeli çalışıyor mu? Cari açığın bağımlı değişken, ekonomik büyümenin bağımsız değişken olduğu ARDL modeli istikrarlı mı? Son olarak ampirik bulgular ekonomik gerçeklerle uyumlu mu vb araştırma sorularına cevap aranmış, buna bağlı

hipotezler test edilmiştir. Çıkan sonuçlar da dikkate alınarak politika önerilerinde bulunulmuştur.

Çalışmanın giriş bölümünde Türkiye'de cari açık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye dair genel bilgiler verilmiş, cari açığın nedeni ve finansmanına dair açıklamalar yapılmıştır. Literatür taraması kısmında Türkiye'de ekonomik büyüme ve cari açık ilişkisini inceleyen bazı ampirik çalışmalara (inceledikleri dönemlere, analiz yöntemlerine ve bulgularına) yer verilmiş, ayrıca bu çalışmaların bazı bulgularının ortak ve farklı yönleri üzerinde durulmuştur. Analiz kısmında ilk olarak Augmented (Genişletilmiş) Dickey Fuller (ADF), Philips-Perron (1988) ve Ng-Perron (2001) birim kök testleri hakkında bilgi verilmiş, daha sonra ARDL yaklaşımı açıklanmıştır. Bulgular kısmında her üç birim kök testi (ADF, PP ve Ng-Perron) sonuçlarına bakılarak ARDL sınır testi yapılmış, uzun ve kısa dönem modellerinin sonuçları ile tanısal (diagnostik) testlerin bulguları yorumlanmıştır. Sonuç kısmında ise elde edilen bulgular çerçevesinde ekonomik büyüme ve cari açık arasındaki ilişkiler değerlendirilmiş ve önerilerde bulunulmuştur.

2. Literatür Taraması

Literatürde ekonomik büyüme ve cari açık arasındaki ilişkiyi inceleyen pek çok çalışma bulunmaktadır. Söz konusu çalışmaların bazıları ülke odaklı iken, bazıları ise belli ülke gruplarını incelemiştir. Literatür taramasında ağırlıklı olarak Türkiye'yi ele alan çalışmalar üzerinde durulmuş, bu çalışmalardan bazıları Tablo 1' de verilmiştir. Ayrıca, belli ülke gruplarını ele alan çalışmaların bulgularına değinilmiştir. Böylece cari açık ve ekonomik büyüme ilişkisinin ülkeden ülkeye veya ülkelerin gelişmişlik düzeyine göre değişip değişmediği noktasında genel bir kanıya varılmak istenmiştir. Freund (2000) 25 sanayileşmiş ülkede ekonomik büyümenin tüketim harcamalarını artırarak dolaylı olarak cari açıkta artışa neden olduğu sonucu elde etmiştir. Aynı şekilde, Debelle ve Faruqee (1996) 21 gelişmiş ülke için ekonomik büyüme hızı fazla olan ülkelerin yüksek oranlı cari açık verme eğiliminde olduğunu tespit etmişlerdir. Bayraktutan ve Demirtaş (2011) ise 19 gelişmekte olan ülkede büyüme oranı, yatırımlar ve kamu harcamalarındaki artışın cari işlemler açığını artırdığı bulgusuna ulaşmıştır. Freund (2000) ile Bayraktutan ve Demirtaş'ın (2011) elde ettikleri sonuçlara bakıldığında, gelişmiş ülkeler ile gelişmekte olan ülkelerde cari açığın ortaya çıkış mekanizmalarının farklı olduğu görülmektedir. Gelişmiş ülkelerde ekonomik büyümeye bağlı artan tüketim harcamaları cari açığı tetiklerken, gelişmekte olan ülkelerde ekonomik büyüme, yatırımlar ve kamu harcamalarındaki artış, cari açığı artırmaktadır.

Tablo 1. *Türkiye'de Cari Açık ve Ekonomik Büyüme Ele Alan Bazı Ampirik Çalışmalar*

Yazar(lar)	Dönem	Yöntem	Bulgular
Erbaykal (2007)	1987:1-2006:3	VAR, Toda-Yamamoto Nedensellik	Ekonomik büyümeden cari açığa doğru tek yönlü nedensellik vardır.

		Analizi	
Yanar ve Kerimoğlu (2009)	1975-2009 (yıllık)	VAR, Johansen Eşbütünleşme Analizi, VECM	Modeldeki değişkenler arasında bir adet eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre, kısa dönemdeki sapmalar uzun dönemde dengeye gelmektedir.
Telatar ve Terzi (2009)	1991:4-2005:4 (çeyrek)	Granger Nedensellik, VAR, Varyans Ayrıştırması, Etki-Tepki Analizi	Ekonomik büyümeden cari işlemler dengesine doğru tek yönlü ve negatif bir nedensellik vardır. Cari işlemler dengesindeki şok karşısında büyümenin vermiş olduğu tepki 4 dönem sürmekte, bu tepki işaret olarak negatif ve anlamlıdır.
Yılmaz ve Akın (2011)	1980-2010	ADF, Johansen Eşbütünleşme Testi, Granger Nedensellik	Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Ekonomik büyümeden cari işlemler dengesine doğru tek yönlü nedensellik vardır. Cari açıktaki toplam değişimin büyük bir kısmı (%90,7'si), GSYH'daki (ekonomik büyümedeki) değişmelerle açıklanmaktadır.
Sekmen ve Çalışır (2011)	1998-2009	ARDL	Kısa vadede ekonomik büyüme ile cari açık arasında pozitif bir ilişki söz konusu olmasına karşılık, uzun vadede cari açık ile ekonomik büyüme arasında bir ilişki bulanamamıştır.
Sahin ve Mucuk (2014)	2002-2013 (çeyrek)	VAR Analizi	Cari işlemler açığı ekonomik büyümeyi arttırıcı etkiye sahiptir ve her iki değişken arasında nedensellik ilişkisi vardır
Çiftçi (2014)	2001:1-2012:3 (çeyrek)	VAR, Johansen Eşbütünleşme Analizi, VECM, Granger Nedensellik	Modeldeki değişkenler arasında iki adet eşbütünleşme tespit edilmiştir. Cari açık, GSYH'daki (ekonomik büyümedeki) değişmelerin Granger nedenidir. GSYH'daki bir standart sapmalık şoka cari açık 6 dönem boyunca tepki vermekte ve daha sonra sabit bir seyir izlemektedir.

Yurdakul ve Ucar (2015)	1999:01-2014:02 (çeyrek)	Granger Nedensellik, VAR Analizi	Büyüme oranından cari açığa doğru tek yönlü nedensellik vardır. Büyüme oranında bir standart sapmalık bir şoka, cari açığın verdiği olumsuz tepki tepki dördüncü döneme kadar yüksek kalmakta, daha sonra büyüklük azalmaya başlamakta ve dengeye gelmektedir.
Şit ve Alancıoğlu (2016)	1980-2014 (yıllık)	Granger Nedensellik, Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayrıştırması	Ekonomik büyüme ve cari işlemler dengesi arasında çift yönlü nedensellik vardır. Etki-tepki analizi sonuçlarına göre, cari açık ekonomik büyümeyi olumsuz etkilemekte ve ekonomik büyüme de cari açıkta artışa yol açmaktadır.
Kaya ve Kaya (2016)	1980-2013 (yıllık)	Johansen Eşbütünleşme Analizi, Granger Nedensellik	Ekonomik büyüme ve cari açık arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Ekonomik büyümeden cari açığa doğru tek yönlü ve negatif bir nedensellik bulunmaktadır. Büyüme oranının artması cari açığı olumsuz etkilemektedir.
Duman (2017)	2003-2017 (Çeyrek)	VAR Analizi, Granger Nedensellik, Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayrıştırması	Ekonomik büyümeden cari işlemler dengesine doğru tek taraflı nedensellik vardır. Ekonomik büyüme hızındaki artış ya da azalışlar, cari işlemler dengesini etkilemektedir. Ekonomik büyüme cari açığını artırmaktadır.
Uçak (2017)	1980-2015 (yıllık)	VAR Analizi, Granger Nedensellik, Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayrıştırması	Ekonomik büyümeden, cari dengeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Ekonomik büyümedeki bir birimlik şok cari açığın arttırmaktadır. Cari açıktaki bir birimlik şoka ekonomik büyüme herhangi bir tepki vermemektedir.
Yıldız	1998:1-	VAR,	Modeldeki değişkenler arasında

(2019)	2017:4 (çeyrek)	Granger Nedensellik, Etki-Tepki Analizi, Johansen Eşbütünleşme Analizi	eşbütünleşme ilişkisi vardır. Cari işlemler dengesinden ekonomik büyümeye (GSYH'ya) doğru tek yönlü nedensellik vardır. Etki-tepki analizine göre, ekonomik büyümenin (GSYH'nın) cari işlemler dengesindeki değişime verdiği tepki azalandır. Cari açık ekonomik büyümeyi pozitif etkilemektedir.
Durmuş (2019)	1983-2017 (yıllık)	VAR Analizi, Granger Nedensellik	Ekonomik büyüme ile cari açık arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi belirlenmiştir.
Gül ve Torusdağ (2020)	1990-2017 (yıllık)	Bayern ve Hanck Eşbütünleşme Testi, Hacker-Hatemi-J, Bootstrap Toda-Yamamoto Nedensellik	Çalışmada kullanılan iki modelde de değişkenler arasında uzun dönemli ilişki belirlenmiştir. Cari açıktan büyümeye doğru tek yönlü nedensellik bulunmuştur. Buna karşılık büyümeden cari açığa doğru nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Türkiye'deki cari açık ve ekonomik büyüme ilişkisini ele alan ampirik çalışmalarda, ortak bulguların yanı sıra farklılıklarda mevcuttur. Tablo 1'de çalışmaların eşbütünleşme analizlerinde genel olarak değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmuştur. Nedensellik analizi bulgularına göre, çoğu çalışmada (Erbaykal (2007), Telatar ve Terzi (2009), Yılmaz ve Akın (2011), Yurdakul ve Uçar (2015) gibi) ekonomik büyümeden cari açığa doğru tek yönlü nedensellik bulunmuş, birkaç çalışmada (Sahin ve Mucuk (2014) ve Durmuş (2019) gibi) ise değişkenler arasında çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

Bu çalışma literatürdeki çoğu çalışmadan (Sekmen ve Çalışır (2011) hariç) farklı olarak değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkileri ARDL yaklaşımı ile ele almıştır. Son dönemde Türkiye'de ekonomik büyüme ve cari açık arasındaki ilişkinin belirlenmesinde ARDL yaklaşımı kullanılmamıştır. Bu çalışmada ARDL yaklaşımı kullanarak literatüre katkı yapılması hedeflenmiştir. ARDL sınır testi ile eşbütünleşme analizi yapılmış, diğer uzun ve kısa dönem analizleri ile cari açıkta ekonomik büyümenin ne kadar etkili olduğunu belirlenmiştir. Cari açık sorunu ile mücadelede, Türkiye ve diğer gelişmekte olan ülkelerin ekonomik büyümede ve yatırımlarda dışa bağımlılığı azaltacak ciddi reform ve yapısal reformlara ihtiyacı olduğu açıktır. Bu noktada ekonomik büyüme ve cari açık arasındaki ilişkinin düzeyini bilmek ve ona göre tedbirler önemlidir.

3. Yöntem

Bu çalışmada ekonomik büyüme ve cari açık arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiler ARDL yaklaşımı ile analiz edilmiştir. ARDL yaklaşımı klasik eşbütünleşme (Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) testlerinden analiz için gerekli şartlar bakımından farklıdır. Klasik eşbütünleşme analizlerinde, modelde kullanılan serilerin aynı seviyede (I(1)'de) durağan (bütünleşik) olması gerekirken, Pesaran ve Shin (1998) ve Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDL yaklaşımı ile farklı seviyelerde durağan (I(0), I(1) gibi) seriler arasındaki ilişkileri incelemek mümkün hale gelmiştir. ARDL yaklaşımının küçük gözlem sayısına sahip örneklemlerde etkin sonuçlar vermesi ve modeldeki değişkenlerin belirlenen gecikme uzunluklarının farklı olması, diğer eşbütünleşme testlerine karşı üstün tarafıdır.

Serilerin durağanlık (bütünleşme) düzeyi sınamasında, herhangi bir yanıltıcı bulgunun önüne geçebilmek adına üç birim kök testi (Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (1988) ve Ng-Perron (2001)) kullanılmıştır. ADF zaman serisi analizlerinde durağanlık sınamalarında yaygın olarak kullanıldığı için tercih edilmiştir. Phillips-Perron (PP) birim kök testinin hipotezleri ADF ile aynı olmasına karşılık, trend içeren serilerin durağanlık analizlerinde ADF'den daha güçlü olduğu kabul edildiği için ADF'deki sonuçları teyit etmek amaçlı Phillips-Perron (1988) da analize katılmıştır. Ng-Perron (2001) ise ADF ve PP (1988) birim kök testlerindeki entegrasyon (bütünleşme) sırası ile ilgili sorunların önemli ölçüde üstesinden geldiği ve küçük örneklemlere uygun olduğu için tercih edilmiştir.

3.1. Veri Seti

Bu çalışmada 1998Q1-2020Q1 dönemine ilişkin üçer aylık ekonomik büyüme oranı (BUYU) verileri Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) veri tabanı ve eski yayınlardan, cari açığı temsilen cari işlemler dengesi/GSYH oranı (CARI) verileri ise OECD veri tabanından elde edilmiştir. TÜİK ve OECD verileri mevsimsellikten arındırılmış verilerdir. Çalışmada birim kök testleri, ARDL sınır testi, uzun ve kısa dönem testleri ise Eviews9 paket programı ile gerçekleştirilmiştir.

3.2. ADF Birim Kök Testi

Augmented (Genişletilmiş) Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi, Dickey-Fuller (DF) testinin bazı eksikliklerinin giderilmiş halidir. DF'de sadece AR(1) (birinci dereceden) otoregresif süreç temel alınırken, ADF'de gecikme uzunluğu AR(ρ) kadar olan otoregresif süreç modele dahil etmektedir. Otoregresif (AR: Autoregressive) modelde, serinin şimdiki değeri, serinin önceki değerlerinden ve temiz diziden (white noise) etkilenmektedir. DF testi kalıntılarda (hata terimlerinde) otokorelasyon (serisel korelayon) olmadığını varsaymaktadır. Hata terimlerinde otokorelasyon olduğu durumda DF testinde AR(1) modeli tahmin edilemez. ADF birim kök testinde, DF'deki modele bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenerek kalıntılardaki (hata terimlerindeki) otokorelasyon sorunu ortadan kaldırılmaya çalışılmıştır (Wojciech ve Derek, 1999 Akt: Eren, Atay Polat ve Aydın, 2016, s. 282; Sevüktekin ve Çınar, 2014, s. 335). Diğer taraftan otoregresif süreç önceden bilinmediği için modelde yer alması

gereken bağımlı değişkenin önemli gecikmelerinden birisinin unutulması hata teriminde otokorelasyona neden olabilmektedir (Cheung ve Lai, 1995, s. 280). Bunu önlemek için gecikme uzunluğunun (ρ) belirlenmesinde farklı stratejiler (daha yüksek dereceden AR eklemek gibi) takip edilmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014, s. 336). İlave gecikme değerlerinin gecikme uzunluğu (ρ), Akaike bilgi kriteri (AIC), Schwarz bilgi kriteri (SIC) ve diğer bilgi kriterlerinden yararlanarak belirlenmektedir. ADF testine ilişkin modeller 1, 2 ve 3 nolu eşitliklerde verilmiştir.

Sabit terimsiz ve trendsiz model: $\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$ (1)

Sabit terimli ve trendsiz model: $\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$ (2)

Sabit terimli ve trendli model: $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$ (3)

Denklemlerde t; zamanı, ρ; optimum gecikme uzunluğunu, Δ; fark operatörünü ifade etmektedir. ADF testinde hipotezler ve kritik değerler DF ile aynıdır. ADF hipotez şu şekildedir:

H0: $\gamma = 0$ seride birim kök vardır (seri durağan değildir).
H1: $\gamma < 0$ seride birim kök yoktur (seri durağandır).

ADF birim kök testinde, hesaplanan "τ (tau)" istatistiğinin mutlak değeri Dickey-Fuller (τ) veya McKinnon Dickey-Fuller kritik değerlerinin mutlak değerinden büyükse, temel hipotez (H0) reddedilerek serinin durağan (H1 kabul) olduğu kabul edilir. Aksi durumda ise H0 hipotezi kabul edilerek (H1 red) serinin durağan olmadığına (birim kök içerdiğine) karar verilir.

ADF testinin uygulanmasına ilişkin olarak kritik değerleri tahmin eden önceki çalışmalarda, gecikme derecesindeki olası bağımlılıklar (otokorelasyonlar) büyük ölçüde görmezden gelindiği için ADF birim kök testinin ölçme gücü azalmıştır. ADF'de, DF'de olduğu gibi, hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız olduğu ve sabit varyansa sahip olduğu varsayımı geçerlidir. Fakat, sabit olduğu varsayılan hata terimlerinin varyansındaki bir azalmanın varlığı, ADF'de temel hipotezin sahte olarak reddedilmesine yol açabilecek niteliktedir (Kim, Leybourne ve Newbold, 2002, s. 380). Diğer taraftan zaman serilerinde yapısal kırılmalarda serinin otoregresif (AR) sürecini değiştirmekte ve yapısal kırılmaların dikkate alınmaması sahte regresyona neden olabilmektedir. Bu ise yanlış bir temel hipotez kabul edilebileceği anlamına gelir. İyi bir ölçme gücüne sahip bir test ise söz konusu seri gerçekten durağan olduğunda, birim kökün var olduğunu iddia eden sıfır (temel) hipotezini reddeder (Enders, 2015, s. 235).

Sonuç olarak, ADF birim kök testinde serinin trend durağan mı yoksa fark durağan mı olduğu noktasındaki belirsizlikler ve yapısal kırılmaların göz ardı edilmesi ve modelde yer alması gereken bağımlı değişkenin kaç gecikmesinin alınacağı konusunda bazı belirsizlikler testin ölçme gücünü azaltmaktadır. Yukarıda sayılan nedenlerle ADF birim kök test sonuçlarının diğer birim kök testleri ile teyit edilmesini gerekli kılmaktadır.

3.3. Phillips-Perron (1988) Birim Kök Testi

Phillips-Perron (1988) DF metodolojisini kullanmasına karşılık, hata terimlerindeki otokorelasyon (serisel korelasyon) ve değişen varyans sorununun çözümünde farklı yöntem benimsemiştir. Phillips-Perron (1988) DF'de otokorelasyon sorununun çözümü için modele eklenen bağımlı değişkenin gecikmeli halinin serbestlik derecesinde azalmaya neden olacağı ileri sürerek onun yerine parametrik olmayan yaklaşım (Newy-West hata düzeltme mekanizması) kullanmıştır. Buna bağlı olarak DF'deki bazı varsayımlar esnetilmesi gerekmiştir. PP'de, hata terimlerinin zayıf bağımlılığı ve heterojen dağılıma sahip olduğu kabul edilmektedir.

Parametrik olmayan yaklaşımda (Newy-West hata düzeltme mekanizmasında), hata terimleri veya hata terimlerinin geçmiş değerlerinin hareketli ortalamaları (MA: Moving Avarage) kullanılmaktadır. PP'de, DF'deki AR sürecinin yerini ARMA almaktadır. Hareketli ortalama (MA) sürecinin kullanılmaya başlanmasıyla trend durağanlık kavramı testin daha güçlü yapılmasına imkân sağlamıştır.

PP birim kök testi için, ADF'de olduğu gibi, yardımcı regresyonlar modelin sabit terimsiz ve trendsiz, sabit terimli ve trendsiz ile sabit terimli ve trendli olmasına göre yeniden düzenlenmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014, s. 379). PP'deki sabit terimli ve trendsiz modelin regresyon denklemi aşağıda (4 nolu) verilmiştir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + u_t \qquad (4)$$

Phillips-Perron (1988) birim kök testinde hipotezler ADF ile aynıdır. PP birim kök testinde, test istatistikleri doğrudan değiştirilerek test regresyonunun hata terimindeki (u_t) serisel korelasyon ve değişen varyans düzeltilmektedir. Bu değiştirilmiş istatistikler, Z_t ve Z_α ile gösterilmektedir. PP'de, t istatistiğinin asimptotik dağılımı, ADF istatistiği ile aynıdır. Bu sebeple hipotezleri test için MacKinnon kritik değerleri (1996) kullanılmaktadır.

PP (1988) trend içeren serilerin durağanlık analizinde ADF'den daha güçlü olduğu kabul edilmektedir. ADF ve PP, zayıf boyut ve güç özelliklerinden dolayı küçük örneklem verileri için güvenilir değildir (Dejong, Nankervis, Savin ve Whiteman, 1992, s. 423). Küçük örneklemlerde, doğru olduğu halde boş (sıfır) hipotezleri aşırı derecede

reddedilmesi veya yanlış olduğu halde doğru kabul edilmesi gibi yanıltıcı sonular çıkabilmektedir. Bu çalışmada, yukarıda ifade edilen sorunların olmaması için veri aralığı geniş tutulmuş, ayrıca küçük örneklemler için açıklama gücü yüksek olan Ng-Perron testi de analize dahil edilmiştir.

3.4. Ng-Perron (2001) Birim Kök Testi

Ng-Perron (2001), Phillips-Perron (1988) testinde ortaya çıkan hata terimindeki boyut dağılımı bozukluğunu düzeltmeye ve testin gücünü artırmaya çalışmaktadır. Ng Perron (2001) testi iyi bir boyuta ve açıklama gücüne sahiptir (Shahbaz ve Salahuddin, 2009, s. 37). Ng ve Perron (2001) dört test istatistiği (MZ_α, MZ_t, MSB ve MPT) önererek ADF ve PP testlerinin sınırlamalarını ortadan kaldırmayı hedeflemişlerdir (Yıldırım vd., 2015, s. 95). Ng-Perron birim kök testindeki MZ_α ve MZ_t testleri PP (2001) birim kök testindeki Zα ve Zt testlerinin modifiye edilmiş halidir. MSB testi ise Bhargava testinden, MPT testi ise ADF- GLS testinden modifiye edilmiştir. MPT testi modele dahil edilecek gecikmelerin seçiminde kullanılan kritik değerleri de modifiye etmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014, s. 381-383).

Ng-Perron (2001) birim kök testi için zaman serilerinin GLS trendinden arındırılmış hali y_1^d, y_2^d, y_3^d şeklindedir. Olağan en küçük kareler (OLS: Ordinary Least Squares) regresyon denklemi ise 5 nolu eşitlikteki gibidir:

$$\Delta y_t^d = \rho y_{t-1}^d + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j y_{t-j}^d + e_{tk} \quad (5)$$

OLS regresyon denkleminin sıfır frekansta spektral yoğunluğu 6 nolu formül ile tahmin edilir.

$$\hat{f}(0) = \hat{\sigma}^2 1 - \hat{\gamma}_1 - \hat{\gamma}_2 - \hat{\gamma}_3 \dots \hat{\gamma}_k{}^{-1} \quad (6)$$

$K = \sum_{t=2}^{T} (y_{t-1}^d)^2$ şeklinde tanımlandığında, test istatistikleri (MZ_α, MZ_t, MSB ve MPT) 7, 8, 9 ve 10 nolu eşitliklerdeki gibi hesaplanır.

$$MZ_\alpha = \frac{T^{-1}(y_T^d)^2 + \hat{f}(0)}{2K} \quad (7)$$

$$MZ_t = MSB \; x \; MZ_\alpha \quad (8)$$

$$MSB = \left(\frac{K}{\hat{f}_0}\right)^{1/2} \quad (9)$$

$$MPT = \begin{cases} \frac{1}{\hat{f}(0)}\left(a^2 K - aT^{-1}(y_T^d)^2\right) & eğer\ x_t = \{1\} \\ \frac{1}{\hat{f}(0)}\left(a^2 K + (1-a)T^{-1}(y_T^d)^2\right) & eğer\ x_t = \{1, t\} \end{cases} \quad (10)$$

(10) nolu eşitlikte $x_t = \{1\}$ olduğu durumda a -7'ye eşit, $x_t = \{1, t\}$ olduğu durumda ise a -13,5'a eşittir (Atiq-ur-Rehman, 2019, s. 17).

Ng-Perron (2001) birim kök testinde, hipotezler testlere göre değişmektedir. MZ_α ve MZ_t'nin hipotezleri, ADF ve PP ile aynıdır. Buna göre, temel (sıfır) hipotez (H0) serinin durağan olmadığını (birim kök içerdiğini) belirtirken, alternatif hipotez (H1)

serinin durağan olduğunu (birim kök içermediğini) ileri sürmektedir. MSB ve MPT test istatistiklerinin hipotezleri ise KPSS grubu ile aynıdır. Buna göre, sıfır hipotezi (H0) serinin durağan olduğunu belirtirken, alternatif hipotez (H1) serinin durağan olmadığını ileri sürmektedir.

Çalışmada serilerin durağanlık sınaması için üç birim kök testi yönteminin kullanılması sonuçları karşılaştırmak, sonuçların hassasiyetini test etmenin iyi bir yoludur. Böylece her testin üstün ve zayıf tarafı ortaya konularak sonuçlar bu hassasiyetler dikkate alınarak yorumlanmaktadır.

3.5. ARDL Yaklaşımı

ARDL (Autoregressive Distributed Lag: Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif) yaklaşımı, farklı bütünleşme (durağanlık) derecesine sahip seriler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkinin belirlenmesinde kullanılmaktadır. Engle ve Granger (1987), Johansen (1988), ve Johansen ve Juselius (1990) gibi klasik eşbütünleşme testlerinde ise serilerin bütünleşme derecelerinin I(1) olması gereklidir. Buna karşılık Pesaran ve Shin (1998) ve Pesaran, Shin ve Smith (2001) değişkenlerin I(0) ve I(1) olup olmadığına bakılmaksızın (genelde bağımlı değişkenin I(1) olması tercih edilir) eşbütünleşme veya sınır (bound) testi için ARDL'nin kullanılabileceğini ve bunun gerçekçi ve verimli tahminler vereceğini belirtmişlerdir. ARDL sınır testinde, serilerin en fazla birinci dereceden durağan olması gerekir. ARDL yaklaşımı küçük örneklemde de etkili tahmin sağlamaktadır.

ARDL sınır (bound) testi modelleri, kısıtlanmamış hata düzeltme (unrestricted error correction) modellerinin en küçük kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilmesine dayanır. Bir eşbütünleşme vektörü (temel denklem) tanımlandığında, eşbütünleşme vektörünün ARDL modeli, hata düzeltme modelinin yeniden parametrelendirilmiş halidir. Yeniden parametrelendirilmiş model hem kısa vadeli dinamikler (yani geleneksel ARDL) hem de uzun vadeli ilişkiler hakkında bilgi vermektedir. ARDL modeli, basitçe, bir regresyon fonksiyonuna regresörlerin sınırsız gecikmesinin dahil edilmesi anlamına gelir. Bu eşbütünleşme testi prosedürü, içsel değişkenler göz önüne alındığında, modeldeki temel değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadığını bilmemize özellikle yardımcı olur.

ARDL yaklaşımında, ilk aşamada sınır testi ile değişkenler (seriler) arasındaki eşbütünleşme ilişkisi (uzun dönemli ilişki) test edilir. Seriler arasında uzun dönemli ilişkisi belirlenmişse, ikinci aşamaya geçilir. Bu aşamada, değişkenlerin uzun ve kısa dönem dinamiklerini araştırmak (uzun ve kısa dönem katsayılarını tahmin etmek) için hata düzeltme (ECT) modeli oluşturulur. Uzun dönem katsayıları tahmin edildikten sonra modelin diagnostik testlerine bakılır, bu sonuçlara göre modelin uygun olup olmadığına karar verilir. Modelin geçerliliği ve değişkenlerin istikrarı için CUSUM ve CUSUM kare testlerinden yararlanılmaktadır. Ayrıca, tahmin edilen ARDL modeli için otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmaması, normal dağılıma sahip olması ve modelin spesifikasyon hatası içermemesi gerekir.

ARDL sınır testinde, seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini belirleyebilmek için önce kısıtsız hata düzeltme modeli kurulmaktadır (11 nolu eşitlik). Sınır testinin uygulanabilmesi için optimum (uygun) gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Uygun gecikme uzunluğu başta Akaike (AIC) ve Schwarz (SC) bilgi kriterleri olmak üzere diğer bilgi kriterleri ile belirlenebilmektedir. Seçilen gecikme uzunluğu ile tahmin edilen modelin doğru sonuçlar verebilmesi için hata terimleri arasında otokorelasyon olmaması gerekir.

$$\text{ARDL}\,(p,q): \Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \delta_i \Delta X_{t-i} + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 X_{t-1} + v_t \qquad (11)$$

(11) nolu eşitlik bir bağımsız değişkenli, sabit terimli ve trendsiz modeldir. Yukarıdaki modelde, β_0 sabit terimi, λ_i, δ_i, φ_1 ve φ_2 katsayıları, p ve q optimum gecikme uzunluklarını, Δ fark operatörünü ve v_t beyaz gürültülü hata terimini göstermektedir. Modelde yer alan bağımlı ve bağımsız değişkenlerdeki her bir gecikmenin farkı ($\sum_{i=1}^{p} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \delta_i \Delta X_{t-i}$) açıklanan (bağımlı) değişkende meydana gelen değişmeleri temsil ederken kısa dönem etkileri göstermektedir.

(11) nolu regresyon denklemi tahmin edildikten sonra uzun dönemli ilişkinin tespiti aşamasına geçilir. ARDL yaklaşımında eşbütünleşme ilişkisinin (eşbütünleşik ilişkinin) tespiti, sınır testi (F istatistiği) ile yapılır. (11) nolu eşitlikteki sabit terimli ve trendsiz modelde, sınır testine ilişkin temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir.

$H0: \varphi_1 = \varphi_2 = 0$ (eşbütünleşme yoktur)

$H1: \varphi_1 \neq \varphi_2 \neq 0$ (eşbütünleşme vardır)

Sınır testinde, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin bir dönem gecikmelerinin katsayılarına ortaklaşa F testi (Wald testi) uygulanarak anlamlılıkları test edilir. Hesaplanan F istatistiği, Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından asimptotik olarak türetilen anlamlılık düzeyleri ile karşılaştırılır (Sınır testi sonucunda hesaplanan F istatistiği, 30-80 arası gözleme sahip çalışmalar için Narayan'ın (2004) düzenlemiş olduğu tablo kritik değerleri kullanılır). Hesaplanan F istatistik değeri, üst (I1) sınır değerinden büyükse ($F_{ist} > I1$), temel (H0) hipotez reddedilir, alternatif hipotez kabul edilir. Hesaplanan F istatistik değeri alt (I0) sınır değerinden küçükse ($F_{ist} < I0$), temel (H0) hipotez kabul edilir. Hesaplanan F istatistik değeri alt ve üst kritik değerin arasında kalması durumunda ($I0 < F_{ist} < I1$), eşbütünleşmeye ilişkin bir yorum yapılmaz. Alt ve üst sınır değerleri anlam düzeylerine göre değişmektedir.

ARDL yaklaşımında, kısa dönem nedenselliğini araştırmak için ARDL kısa dönem spesifikasyonlarına devam edilir.

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^{p} \delta_i X_t + \varepsilon_t \qquad (12)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^{p} \delta_i \beta_0 \Delta X_{t-i} + \Psi ECT_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (13)$$

$$ECT_t = Y_t - \beta_0 - \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \Delta Y_{t-i} - \sum_{i=0}^{q} \delta_i \Delta X_{t-i} - \varphi_1 Y_{t-1} - \varphi_2 X_{t-1} - v_t \quad (14)$$

(12) nolu eşitlik uzun dönem, (13) nolu eşitlik ise kısa dönem modelini gösterir. (13) nolu kısa dönem denklemindeki Ψ, uzun dönem dengesinden sapmaların hangi hızla düzeldiğini gösteren hata düzeltme (ECT) katsayısıdır. Başka bir ifadeyle, ECT katsayısı (Ψ) kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeleceğini gösterir. ECT katsayısının 0 ile -1 arasında değerler alması ve istatistiksel olarak anlamlı olması gerekir. Son olarak hata düzeltme (ECT) modeli (14) nolu eşitlikteki gibi oluşturularak katsayılara göre açıklamalar yapılır.

4. Ampirik Bulgular

Çalışmanın ampirik bulguları birim kök testi ve ARDL bulguları olmak üzere iki alt başlıkta gruplandırılmıştır.

4.1. Birim Kök Testlerine İlişkin Bulgular

ADF, PP (1988) ve Ng-Perron (2001) birim kök testleri ile seriler düzeyde (I(0)'da) sabit terimli ve trendli modelde, birinci farkta (I(1)'ta) ise sabit terimli modelde durağanlık sınanmasına tabi tutulmuştur. Eşbütünleşme analizinde ARDL yaklaşımının kullanımı için gerekli şart, serilerin I(0) ve I(1) gibi farklı seviyelerde durağan olmasıdır. Tablo 2 ve 3'teki ADF, PP ve Ng-Perron birim kök testlerinin sonuçlarına göre, ekonomik büyüme (BUYU) değişkeni I(0)'da (düzeyde) sabit terimli ve trendli modele göre durağandır. Cari açık (CARI) değişkeni I(1)'de (birinci farkta) sabit terimli modelde durağandır. Her üç birim kök testinin sonuçları %1 anlamlılık düzeyinde CARI değişkenin I(1)'de, BUYU değişkeninin ise I(0)'da durağan olduğunu göstermektedir. I(0)'da sabit terimli ve trendli model, I(1)'de ise sabit terimli modelde esas alınmıştır. Sonuç olarak ARDL yaklaşımı için ön koşul sağlanmıştır.

Tablo 2. *ADF ve PP (1988) Birim Kök Testi Sonuçları*

Değişken	**ADF Test İstatistiği**	**Kritik Değer (%1)**	**Olasılık Değeri (%)**
BUYU	-4.354* [1]	-4.067	0,00
ΔBUYU	-8.311* [3]	-3.510	0.00
CARI	-3.265 [1]	-4.067	0,08
ΔCARI	-8.097* [0]	-3.507	0.00
Değişken	**PP Test İstatistiği**	**Kritik Değer (%1)**	**Olasılık Değeri (%)**
BUYU	-4.198* [2]	-4.066	0.00
ΔBUYU	-8.548* [2]	-3.507	0.00
CARI	-2.894 [1]	-4.066	0.17
ΔCARI	-8.068* [3]	-3.507	0.00

Not: Köşeli parantez içindeki değerler, ADF testinde Schwarz bilgi kriterine (SIC) göre belirlenmiş uygun gecikme uzunluğu, PP birim kök testinde ise Newey-West bant genişliğine göre belirlenmiş

uygun gecikme uzunluğu gösterir. *, %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı sağlandığını belirtmektedir.

Tablo 3. *Ng-Perron (2001) Birim Kök Testi Sonuçları*

	Değişken	MZ_a	MZ_t	MSB	MPT
Düzey I(0)	BUYU	-204.046*[1]	-10.010*[1]	0.050*[1]	0.449*[1]
		(-23.800)	(-3.420)	(0.143)	(4.030)
Sabit Terimli ve Trendli Model	CARI	-19.330[1]	-3.103*[1]	0.161[1]	4.753[1]
		(-23.800)	(-3.420)	(0.143)	(4.030)
Birinci Fark I(1)	ΔBUYU	-0.593[8]	-0.522[8]	0.880[8]	38.534[8]
		(-13.800)	(-2.580)	(0.174)	(1.780)
Sabit Terimli Model	ΔCARI	-40.673*[0]	-4.411*[0]	0.109*[0]	0.876*[0]
		(-13.800)	(-2.580)	(0.174)	(1.780)

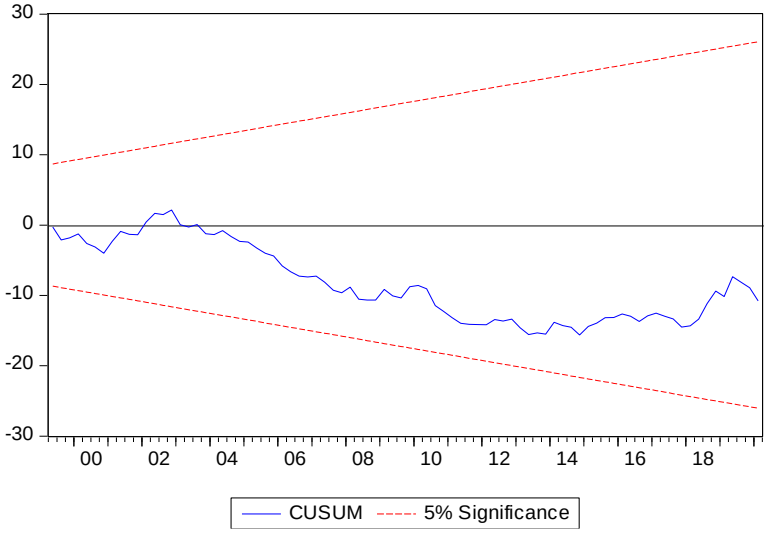
Not: Köşeli parantez içindeki değerler, Schwarz bilgi kriterine dayalı olarak spektral GLS- trendden arındırılmış otoregresif gecikme uzunluğu gösterir. * %1 anlam seviyesinde durağanlığı gösterir.

4. 2. ARDL Bulguları

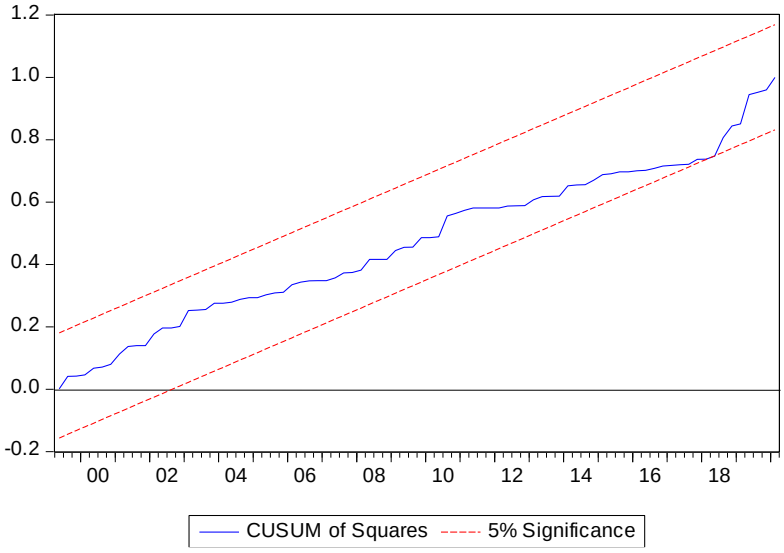
ARDL yaklaşımında, analiz ilk önce kısıtlanmamış hata düzeltme modeli oluşturulmuştur (15 nolu eşitlik). ARDL (1,1) hem bağımlı (CARI) hem de bağımsız (BUYU) değişkenin birer gecikmelerinin yer aldığı bir EKK (OLS) regresyon modelidir.

$$ARDL\,(1,1): \Delta CARI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \Delta CARI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \delta_i \Delta BUYU_{t-i} + \varphi_1 CARI_{t-1} + \varphi_2 BUYU_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

(15) nolu eşitlikte β_0 sabit terimi, Δ fark operatörünü ve ε_t hata terimini göstermektedir. (15) nolu model kapsamında değişkenlerle ilgili analiz yapılabilmesi için öncelikle veri setlerinin yapısal kırılma içerip içermedikleri belirlemek için CUSUM testleri yapılmıştır. Serilerin parametre tahmininin istikrar koşulunu taşıyıp taşımadığının tespiti için CUSUM testine başvurulmuş, Şekil 2'de yapısal kırılmanın olmadığı ve parametre tahmininin %95 güven aralığında olduğu ve istikrar koşulunun sağlandığı görülmektedir. Şekil 3'teki CUSUM kare grafiği de parametre tahmininin %95 güven aralığında olduğunu, istikrar koşulunun sağlandığını ve modelin geçerli olduğunu doğrulamaktadır.



Şekil 2. *CUSUM Testi Grafiği*



Şekil 3. *CUSUM Kare Testi Grafiği*

Modelin uygun (optimum) gecikme uzunluğu ise 3'tür (Tablo 4). Gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriterine (AIC) göre belirlenmiştir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasına geçilmiştir.

Tablo 4. *Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi*

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-428.2562	NA	140.8730	10.62361	10.68273	10.64733
1	-347.7559	155.0377	21.30681	8.734713	8.912080*	8.805875
2	-340.8198	13.01587*	19.82170	8.662217	8.957828	8.780820*
3	**-336.0361**	**8.740501**	**19.45255***	**8.642868***	**9.056723**	**8.808912**

4	-333.0041	5.390307	19.94256	8.666768	9.198868	8.880253
5	-328.2297	8.252066	19.59490	8.647647	9.297991	8.908573
6	-326.5825	2.765656	20.81316	8.705741	9.474329	9.014108
7	-323.4559	5.095179	21.33179	8.727306	9.614139	9.083115
8	-321.4694	3.139152	22.50936	8.777023	9.782100	9.180273

ARDL yaklaşımında seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığını belirleyebilmek için modele sınır (bound) testi uygulanmıştır. (15) nolu kısıtlanmamış hata düzeltme modeline ilişkin sınır testi hipotezler aşağıdaki gibi oluşturulmuştur.

$H0: \varphi_1 = \varphi_2 = 0$ (eşbütünleşme yoktur)

$H1: \varphi_1 \neq \varphi_2 \neq 0$ (eşbütünleşme vardır)

Sınır testinde eşbütünleşme olup olmadığına karar verebilmek için F istatistik değerinin alt (I0) ve üst (I1) değerleri ile karşılaştırılmıştır. ARDL sınır testi sonuçlarına (Tablo 5) göre, F istatistik değeri (3.763867) %10 anlam seviyesinde üst (I1) sınır değerinden büyüktür. Bu sonuca ($F_{ist} > I1$) göre, %10 anlam seviyesinde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur hipotezi (H0) reddedilir, alternatif hipotez (H1) kabul edilir. %5 anlam seviyesinde ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı belirsizdir (kararsız bölgede). Bütün anlam düzeylerinde, F istatistik değeri I(0) ile I(1) arasında yer alsaydı, eşbütünleşme ilişkisini diğer eşbütünleşme analizleri ile test etmek gerekirdi. %1 anlam seviyesinde ise değişkenler arasında uzun dönemli ilişki yoktur. Sonuç olarak %10 anlam seviyesinde ekonomik büyüme (BUYU) ile cari açık (CARI) arasında eşbütünleşme ilişkisi (uzun dönemli ilişki) vardır.

Tablo 5. *ARDL Sınır Testi Sonuçları*

Model	**K**	**M**	**F İstatistiği**	**Anlam Seviyesi**	**Alt Sınır (I0)**	**Üst Sınır (I1)**
ARDL (1,1)	1	8	3.763867*	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				1%	4.94	5.58
Tanısal (Diagnostik) Testler						
R^2				0.34		
$\bar{R}^2$				0.32		
F İstatistiği				119.63 (0.00)		
Otokorelasyon- Breusch-Godfrey LM				0.784 (0.77)		
Değişen Varyans- White				13.407 (0.15)		
Normallik- Jargue-Bera Normality				2.100 (0.16)		
Spesifikasyon Hatası- Ramsey RESET				3.611 (0.15)		

Not: K açıklayıcı (bağımsız) değişken sayısını, M maksimum gecikme sayısını ve * %10 anlam seviyesini ifade etmektedir. Alt ve üst sınır için kullanılan kritik değerler, Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in çalışmasından alınmıştır.

Sınır testi bulguları seriler arasında eşbütünleşme ilişkisini gösterdiği için uzun dönem katsayıları ve hata düzeltme modeline geçilmiştir. Bu kapsamda, uzun ve kısa dönemli ilişkilerin test edilebilmesi amacıyla ARDL modeli aşağıdaki (16 nolu eşitlik) kurulmuştur.

$$CARI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \Delta CARI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \delta_i \Delta BUYU_{t-i} + \varphi_1 CARI_{t-1} + \varphi_2 BUYU_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Tablo 6'daki uzun dönem ARDL modelinin tahmin sonuçlarına göre, uzun dönemde ekonomik büyüme (BUYU) ile cari açık (CARI) arasında istatistiksel olarak %1 anlamlılık seviyesinde negatif yönlü ilişki bulunmaktadır. Bağımsız değişken katsayısının (-0.455291) olasılık değeri (0.01) 0.05'ten küçük olduğu, bu katsayı anlamlıdır. Buna göre, bağımsız değişken (BUYU) %1 arttığında, uzun dönemde, bağımlı değişken (CARI) bundan %0.45 oranında negatif yönde etkilenmektedir. Uzun dönem ARDL modeli tahmin sonuçları, Türkiye'de ekonomik büyümenin cari açığı olumsuz yönde etkilediğini gerçeğini teyit etmektedir. Uzun dönemde, ekonomik büyüme ile cari açık arasındaki bu ilişki ortada iken, yüksek ekonomik büyüme oranlarının önemli oranda cari açık yaratacağı ortadadır. Ekonomik büyümenin bir sonucu olarak ortaya çıkan cari açık ile mücadele için üretimde dışa bağımlılığı azaltmak için ara ve yatırım malı üreten sektörlerin araştırma-geliştirme ve teknolojik yenilik konusunda desteklenmesi önemlidir.

Tablo 4'teki tanısal test sonuçlarına göre, modelde değişen varyans ve otokorelasyon sorunu bulunmamakta ve kalıntılar normal dağılıma sahiptir. Düzeltilmiş R^2 ($\bar{R}^2$), modelin açıklama gücünü göstermektedir. Buna göre, bağımsız değişkendeki (ekonomik büyümedeki) değişim, bağımlı değişkendeki (cari açıktaki) değişimin %32'sini açıklamaktadır. Buradan şu sonuç da ortaya çıkmaktadır: Cari açığın tek sebebi ekonomik büyüme değildir. Cari açıkla mücadelede diğer belirleyici unsurların da üzerinde önemle durulmalıdır.

Tablo 6. *Uzun Dönem ARDL (1,1) Modeli Tahmin Sonuçları*

Bağımlı Değişken: CARI			
Bağımsız Değişken	**Katsayı**	**t-İstatistiği**	**Olasılık Değeri**
BUYU	-0.455291	-2.630558	0.01

ARDL yaklaşımında değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkinin belirlenmesinde hata düzeltme modeli kullanılmaktadır. BUYU ve CARI değişkenleri arasındaki kısa dönemli ilişkiyi araştırmak için (17) nolu denklemdeki hata düzeltme modeli oluşturulmuştur.

$$\Delta CARI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \Delta CARI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \delta_i \Delta BUYU_{t-i} + \Psi ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Tablo 7. *ARDL (1,1) Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları*

Bağımlı Değişken: $\Delta CARI$			
Değişkenler	**Katsayı**	**T İstatistiği**	**Olasılık Değeri (%)**
$\Delta CARI(-1)$	-0.186	-3.228	0.00

$\Delta BUYU$	-0.221	-6.263	0.00
$\Delta BUYU(-1)$	-0.085	-2.512	0.01
C	-0.337	-1.597	0.11
$ECT(-1)$	-0.186	-3.400	0.00

Hata düzeltme modeli sonuçları göre, kısa dönemde bağımlı değişken (ΔCARI) ile diğer değişkenler (C hariç) arasında anlamlı bir ilişki vardır. C'nin (sabit terimin) olasılık değeri (0.11) 0.05'ten büyük olduğu için sabit terimin katsayısı anlamlı değildir. Bu karşılık diğer bağımsız değişkenlerin ($\Delta CARI(-1)$, $\Delta BUYU$ ve $\Delta BUYU(-1)$ olasılık değerleri 0.05'ten küçük olduğu için söz konusu katsayılar anlamlıdır. Bu sonuçlara göre, kısa dönemde ekonomik büyüme anlamlı bir şekilde cari açığa negatif yönde etki etmektedir. Tablo 7'ye göre, ekonomik büyümede ($\Delta BUYU$) meydana gelen %1'lik bir artış cari açıkta ($\boldsymbol{\Delta CARI}$) %0.22 oranında negatif etki yaratmaktadır.

Hata düzeltme modeli tahmin sonuçlarına göre, hata düzeltme terimi (ECT) katsayısı (-0.186) 0 ile -1 arasında yer aldığı ve olasılık değeri %1'den küçük olduğu için anlamlıdır. Seriler arasında meydana gelen bir sapma bir sonraki dönemde yaklaşık %18,6 oranında uzun dönem dengesine yaklaşmaktadır. Serilerde kısa dönemde meydana gelen sapmalar (1/ECT) 5.4 çeyrek dönem sonra (yaklaşık 16.5 ay) sonra uzun dönem dengesine yaklaşacaktır. Gerçek ekonomik hayattaki gerçekleşmelere bakıldığına, Şubat 2001 krizden sonra cari işlemler dengesindeki sapma yaklaşık 19 aydan sonra uzun dönem dengesine doğru hareket etmiştir. 2008'deki küresel krizin cari işlemler dengesindeki yaratmış olduğu kısa dönemli dalgalanma yaklaşık 18 ay sürmüştür. Küresel krizin ardından ekonomide yaşanan canlanma ile birlikte cari açıktaki yüksek artışın normal seyrine dönmesi yaklaşık 18 aylık sürece denk gelmektedir. Ekonomide büyümedeki kısa dönemli dalgalanmalar Şubat 2001 krizi ve 2008'deki küresel krizde yaklaşık 5 çeyrek dönem sonra uzun dönem dengesine ulaşmıştır. Türkiye ekonomisinin cari açık ve ekonomik büyüme verilerine bakıldığında, bu veriler de hata düzeltme modelindeki bulguları doğrular niteliktedir.

5. Sonuç

Cari açık, birçok gelişmekte olan ülkede gibi, Türkiye ekonomisi için de en önemli sorunlardan biridir. Gelir düzeyini gelişmiş ülkeler seviyesine yükseltmek ve refah düzeyini artırmak isteyen her ülkenin daha yüksek ekonomik büyüme oranlarına ulaşması gerekir. Türkiye ve pek çok gelişmekte olan ülkede var olan dışa bağımlı ekonomik yapı nedeniyle yüksek ekonomik büyüme oranları, dış ticaret dengesi aracılığıyla cari işlemler dengesini olumsuz etkilemektedir. Türkiye'de cari açığın temel nedeni, dış ticaret dengesindeki açıktır. Dışa bağımlı üretim yapısında cari açık, ekonomik büyümenin bir maliyetidir. Bu durum ekonomide ekonomik büyüme mi cari açık mı ikilemi yaratmaktadır. Bu noktada, cari açığın ne kadarının ekonomik büyümeden kaynaklandığını bilmek ve ona göre önlemler almak önemlidir. Cari açığın diğer belirleyicileri ve etkileri net ve detaylı bir şekilde belirlenirse, cari açık ile mücadele daha etkili olacaktır.

Bu çalışmada, 1998:1-2020:1 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılarak Türkiye'de ekonomik büyüme (BUYU) ve cari işlemler dengesi (CARI) arasındaki ilişki, ARDL

yaklaşımı ile analiz edilmiştir. Yapılan analizler, ekonomik büyüme ve cari açık arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu göstermektedir. Ayrıca, CUSUM testleri modelin istikrarlı olduğunu ve yapısal bir kırılma içermediğini işaret etmektedir. Tanısal (diagnostik) testlerde modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunu olmadığını, kalıntıların normal dağıldığını ve modelde bir spesifikasyon hatası olmadığını göstermektedir.

ARDL sınır testi sonuçlarına göre, seriler arasında hem uzun hem de kısa dönemli ilişki vardır. ARDL sınır testi sonuçlarına göre, %10 anlam seviyesinde, ekonomik büyüme ve cari cari işlemler dengesi arasında uzun dönemli (eşbütünleşme ilişkisi) ve negatif yönlü bir ilişki mevcuttur. Uzun dönemde, ekonomik büyüme (BUYU) %1 arttığında cari açık (CARI) bundan %0.45 oranında negatif yönde etkilenmektedir. Kısa dönemde, ekonomik büyüme anlamlı düzeyde cari işlemler dengesine negatif etki etmektedir. Ekonomik büyümede (BUYU) meydana gelecek %1'lik bir artış cari açıkta (CARI) %0.22 oranında negatif etkiye neden olmaktadır. Kısa vadede, ekonomik büyümenin cari açık etkisi uzun vadeye göre daha azdır. Serilerde kısa dönemde meydana gelen sapmalar yaklaşık 5,4 dönem (16,5 ay) sonra ortadan kalkmakta ve uzun dönem dengesine ulaşılmaktadır. Bu çalışmanın bulguları diğer çalışmalarla karşılaştırıldığında, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna dair bulgu diğer çalışmalarla (Sekmen ve Çalışır (2011) hariç) uyumludur. Seriler arasındaki kısa dönemli ilişki nedensellik analizi yapan çoğu çalışmadaki sonuçları doğrular niteliktedir. Kısa dönemdeki dalgalanmaların uzun dönemde dengeye geleceğini belirten hata düzeltme modeli sonuçları Yanar ve Kerimoğlu'nun (2009) ile bulgularıyla uyumludur.

Sonuçta, yüksek ekonomik büyüme oranı cari işlemlerde dengesi olumsuz etkilemektedir hipotezi kabul edilmiştir. Uzun ve kısa dönemde, ekonomik büyümedeki artışlar cari açığı olumsuz etkilese de cari açıktaki artışın tek sebebi ekonomik büyüme değildir. Düzeltilmiş R^2 sonuçları, ekonomik büyümedeki değişimin cari açıktaki değişimin %32'sini açıkladığını göstermektedir. Cari açıkla mücadelede cari açıktaki değişimin %68'ini açıklayan diğer değişkenler göz ardı edilmemelidir. Yurt içi tasarruflar, yatırımlar, üretim yapısı, ara ve yatırım malı üreten sektörlere yönelik sanayi politikaları, araştırma-geliştirme, teknolojik yenilik, doğrudan yabancı sermaye, para ve maliye politikaları gibi konulardaki düzenlemeler en az ekonomik büyüme kadar önemlidir. Türkiye üretimde dışa bağımlılığını azaltacak ara ve yatırım mallarını üreten sanayi dallarının desteklenmesi, teknolojik yenilik konusunda şirketlere ve sektörlere daha fazla destek verilmesi ve bu desteklerin sektörlere etkili bir şekilde tanıtılması, özellikle ihracata yönelik yatırımların daha fazla desteklemesi, cari açığın önemli sebeplerinden biri olan yurt içi tasarrufların yetersizliği sorunu çözecek tedbirlerin alınması ve diğer alanlardaki yapısal reformlar başarılı bir şekilde uygulanırsa, cari açık sorunu önemli ölçüde çözülmüş olacaktır.

Kaynakça

Bayraktutan, Y. ve Demirtaş, İ. (2011). Gelişmekte olan ülkelerde cari açığın belirleyicileri: panel ve veri analizi. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 22(2), 1-28.

Cheung, Y. W., Lai, K. S. (1995). Lag order and critical values of the augmented dickey-fuller test. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13 (3), 280 (277-280).

Çiftci, N. (2014). Türkiye'de cari açık, reel döviz kuru ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler: Eş bütünleşme analizi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(1), 129-142.

Debelle, G. ve Faruqee, H. (1996). What determines the current account?. *IMF Working Paper*, 58, 1-35.

Dejong, D. N., Nankervis, J. C., Savin, N. E. ve Whiteman, C. H. (1992). Integration versus trend stationarity in time series. *Econometrica*, 60, 423-33.

Dickey, D. ve Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.

Dornbusch, R. (2001). A primer on emerging market crises. *National Bureau of Economic Research*, No. w8326, https://www.nber.org/system/files/working_papers/w8326/w8326.pdf

Duman, Y. K. (2017). Türkiye'de cari işlemler dengesi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 2(4), 231-244.

Durmuş, A. (2019). Economic growth and trade deficit in turkey. *Journal of Social Sciences and Education (JOSSE)*, 2(1), 121-133.

Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. New York: John Wiley&Sons.

Enders, W. (2015). *Applied econometric time series (*Fourth Edition). New York: Wiley.

Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-76.

Erbaykal, E. (2007). Türkiye'de ekonomik büyüme ve döviz kuru cari açık üzerinde etkili midir? Bir nedensellik analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 3(6), 81-88.

Eren, M. V., Atay Polat, M. ve Aydın, H. İ. (2016). Türkiye'de yapısal kırılmalı testlerle elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin analizi. *Akademik Bakış Dergisi*, 56, 275-289.

Freund, C. L. (2000). Current account adjustment in industrialized countries. *World Bank Development Economies Research Group International Finance Discussion Paper*, 69, 483- 512.

Granger, C. W. J. ve Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.

Gül, E. ve Torusdağ, M. (2020). Savunma harcamaları cari açık ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneği. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 9(3), 2978-3003.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.

Kaya, M. G. ve Kaya, P. H. (2016). Ekonomik büyüme ve cari açık arasındaki ilişki; Türkiye örneği. *Vergi Raporu*, 202, 9-18.

Kim,T. H., Leybourne, S. ve Newbold, P. (2001). Unit root tests with a break in innovation variance. *Journal of Econometrics*, 109 (2), 380 Pages 365-387).

Narayan, P. K. (2004). Reformulating critical values for the bounds f statistics approach to cointegration: an application to the tourism demand model for fiji. *Department of Economics Discussion Papers*, Monash University. https://core.ac.uk/download/pdf/36964011.pdf

Ng, S. ve Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.

Özkaya, H. B. ve Cinel, E. A. (2020). Türkiye'de cari açığın ekonomik büyüme üzerindeki etkileri. *Uluslararası Anadolu Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(4), 227-261

Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, 31, 371-413.

Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for unit roots in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.

Rehman, A. (2019). Detecting stationarity of gdp: a test of unit root tests. *Journal of Quantitative Methods*, 3(1), 8-37.

Sahin, İ. E. ve Mucuk, M. (2014). The effect of current account deficit on economic growth: The case of turkey. *In Proceedings of International Academic Conferences* (No. 0301828). International Institute of Social And Economic Sciences. 321-330.

Sekmen, F. Ve Çalışır, M. (2011). Is there a trade-off between current account deficits and economic growth? The case of turkey. *Journal International Research Journal of Finance and Economics*, 62, 166-172.

Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2014). *Ekonometrik zaman serileri analizi* (Genişletilmiş 4. Baskı). Bursa: Dora Yayınları.

Shahbaz, M. ve Salahuddin, M. (2009). Does nominal devaluation precede real devaluation in floating exchange rate regime? An empirical ınvestigation for ghana. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 3, 35-48.

Şit, M. ve Alancıoğlu, E. (2016). Türkiye'de cari işlemler dengesi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: var analizi. *ASSAM Uluslararası Hakemli Dergi*, 5, 5-23.

Telatar, O. M. ve Terzi, H. (2009). Türkiye'de ekonomik büyüme ve cari işlemler dengesi ilişkisi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(2), 119-134.

Uçak, S. (2017). Cari denge ve ekonomik büyüme ilişkisi: türkiye analizi. *Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 107-140.

Yanar, R. ve Kerimoğlu, G. (2011). Türkiye'de enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve cari açık ilişkisi. *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 3(2), 191-201.

Yıldırım, S., Ertuğrul, H. M. ve Soytaş, U. (2015). Türkiye'de aylık istihdam serisinin durağanlığı: geleneksel, yapısal kırılmalı ve mevsimsel birim kök test uygulamaları. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(4), 91-102.

Yıldız, F. (2019). Türkiye ekonomisinde dış borç, ekonomik büyüme ve cari işlemler dengesi ilişkisinin analizi. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(4), 3416-3438.

Yılmaz, Ö. ve Akıncı, M. (2011). İktisadi büyüme ile cari işlemler bilançosu arasındaki ilişki:türkiye örneği. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 15 (2), 363-377.

Yurdakul, F. ve Ucar, B. (2015). The relationship between current deficit and economic growth: an empirical study on turkey. *Procedia Economics and Finance*, 26, 101–108.