



[itobiad], 2022, 11 (2): 880-904

<p>Türkiye’de Ekonomik Büyüme ve Cari Açık Arasındaki İlişkinin Sınanması: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı</p> <p>Testing for the Relationship Between Economic Growth and Current Account Deficit in Turkey: ARDL Bound Test Approach</p> <p>Video Link: https://youtu.be/WW4tYSAWvy0</p>	
<p>Nazım ÇATALBAŞ Doç. Dr., Anadolu Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü Assoc. Prof., Anadolu Univ. Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics ncatalbas@anadolu.edu.tr ORCID: 0000-0001-9543-5661</p>	

Makale Bilgisi / Article Information

Makale Türü / Article Type	: Araştırma Makalesi / Research Article
Geliş Tarihi / Received	: 04.01.2022
Kabul Tarihi / Accepted	: 25.04.2022
Yayın Tarihi / Published	: 07.06.2022
Yayın Sezonu	: Nisan-Mayıs-Haziran
Pub Date Season	: April-May-June

Atıf/Cite as: Çatalbaş, N. (2022). Türkiye’de Ekonomik Büyüme ve Cari Açık Arasındaki İlişkinin Sınanması: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi, 11 (2), 880-904. DOI: 10.15869/itobiad.1053296

Plagiarism/İntihal: Bu makale, iTenticate yazılımınca taranmıştır. İntihal tespit edilmemiştir/This article has been scanned by iTenticate.

Etik Beyan/Ethical Statement: Bu çalışmanın hazırlanma sürecinde bilimsel ve etik ilkelere uyulduğu ve yararlanılan tüm çalışmaların kaynakçada belirtildiği beyan olunur/It is declared that scientific and ethical principles have been followed while carrying out and writing this study and that all the sources used have been properly cited (Nazım ÇATALBAŞ).

Yayıncı / Published by: Mustafa Süleyman ÖZCAN

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 yansıtmaktadır. Bu çalışmada, 1998:1-2020:1 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılmıştır. Bu verilerle ekonomik büyüme ile cari işlemler dengesi arasındaki ilişki ARDL (otoregresif gecikmesi dağıtılmış) yaklaşımı ile incelenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmak için serilerin farklı seviyelerde durağan olması nedeniyle ARDL modeli tercih edilmiştir. ARDL yaklaşımının diğer eşbütünleşme testlerine göre diğer üstün taraflarından biri küçük gözlem sayısına sahip örneklerde etkin sonuçlar vermesidir. Diğerleri ise modeldeki değişkenlerin belirlenen gecikme uzunluklarının farklı olmasıdır. Serilerin durağanlığı Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (1988) ve Ng-Perron (2001) birim kök testleriyle sınanmıştır. ADF’de, sıfır hipotezinin sahte olarak reddedilmesi ihtimaline karşılık, Phillips-Perron (1988) ve Ng-Perron (2001) birim kök testleri de yapılmıştır. ARDL sınır testi sonuçlarına göre, seriler arasında uzun dönemli ilişki vardır. Uzun dönem ARDL modeli tahmin sonuçlarına göre, ekonomik büyümedeki %1 artış, cari açığı %0.45 oranında negatif yönde etkilemektedir. Kısa dönemde ise ekonomik büyümedeki %1’lik bir artış, cari açığa %0.22 oranında negatif etkiye neden olmaktadır. Serilerde kısa dönemde meydana sapmalar, yaklaşık 5,4 dönem (16,5 ay) sonra ortadan kalkmakta ve uzun dönem dengesi sağlanmaktadır. Hem uzun hem de kısa dönemde ekonomik büyümedeki artışlar, cari açığı olumsuz etkilese de cari açığı artışı tek sebebinin ekonomik büyüme değildir. Düzeltilmiş R^2 sonuçlarına göre, ekonomik büyümedeki değişim cari açığı artışı değişiminin %32’sini açıklamaktadır. Bu nedenle cari açığıyla mücadelede, ekonomik büyüme dışındaki diğer değişkenler (Yurt içi tasarruflar, yatırımlar, araştırma-geliştirme (AR-GE), üretim yapısı, doğrudan yabancı sermaye, para ve maliye politikaları) göz ardı edilmemelidir. Bu konulardaki düzenleme ve yapısal reformlar en az ekonomik büyüme kadar önemlidir.

Anahtar Kelimeler: Ekonomik Büyüme, Cari Açık, 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, quarterly data for the period 1998:1-2020:1 were used. With these data, the relationship between economic growth and current account balance is examined with ARDL (autoregressive lag distributed) approach. In order to investigate the long-term relationship between the variables, the ARDL model was preferred because the series were stationary at different levels. One of the other advantages of ARDL approach compared to other cointegration tests is that it gives effective results in samples with small number of observations. The other is that the determined lag lengths of the variables in the model are different. The stationarity of the series was tested by Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), and Ng-Perron (2001) unit root tests. In ADF test, since the null hypothesis might be falsely rejected, Phillips-Perron (1988) and Ng-Perron (2001) unit root tests were also conducted. According to the ARDL bound test results, there is a long-term relationship between the series. According to the long-term ARDL model’s estimation results, 1% increase in economic growth affects the current account deficit negatively by 0.45%. In the short run, a 1% increase in economic growth causes a 0.22% negative effect on the current account deficit. Short-term deviations in the series disappear after approximately 5.4 periods (16.5 months), and long-term equilibrium is achieved. Although the increases in economic growth in long and short-terms negatively affect the current deficit, economic growth is not the only reason for an increase in current deficit. According to the corrected R^2 results, the change in economic growth explains 32% of the change in current deficit. For this reason, while struggling with current deficit, the variables other than the economic growth (domestic savings, investments, research and development (R&D), production structure, direct foreign capital, and monetary and fiscal policies) should not be overlooked. On these areas, the regulations and structural reforms are as important as economic growth.

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

Giriş

Uluslararası iktisat literatüründe dış ticaret açığı (geniş anlamda cari açık) kalkınma (dar anlamda ekonomik büyüme) sorunu üzerinde durulan önemli konulardandır. Ülkeler kalkınmayı gerçekleştirmek isterken cari işlemler hesabında daha fazla açık verme gibi bir sorunla karşı karşıya kalmaktadırlar. Büyük ve kalıcı cari açığın varlığı, genellikle aşırı net dış borç birikmesi nedeniyle bir ekonomiyi iflas durumuna getirdiğinden, her zaman büyük endişelerle karşılanmaktadır (Mukhtar ve Khan, 2016, s. 397). İktisatçılar,

politika yapıcıları ve pek çok kesim hem cari açık sorununu ortadan kaldırmak hem de ekonomik kalkınmayı gerçekleştirmek konusunda neler yapılabilir sorularına cevap aramaktadırlar. Bu çalışmada cari açık ile ekonomik büyüme arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiler araştırılmaktadır. Bu kapsamda cari açıkta ekonomik büyüme ne kadar etkilidir? Seriler arasındaki ilişkide kısa dönemdeki sapmalar uzun dönemde dengeye geliyor mu? Cari açığa neden olmayacak bir ekonomik büyüme için neler yapılmalıdır? Ayrıca, cari açığın finansman kalitesi nasıl arttırılabilir gibi sorulara cevaplar aranmış ve politika önerilerinde bulunulmuştur.

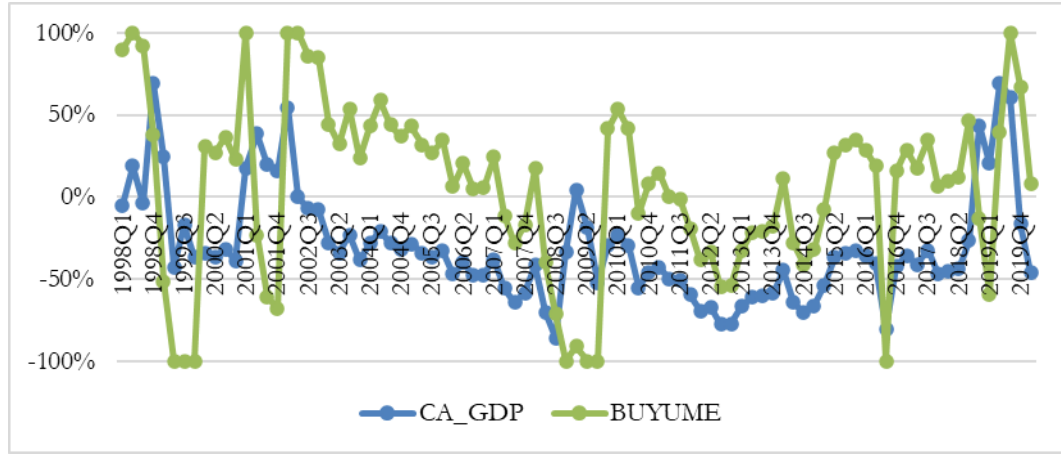
Ödemeler bilançosunun iki temel hesabından biri olan cari işlemler hesabı, temelde yurt içindeki yerleşiklerle yabancılar arasında mal ve hizmet ticaretinden doğan yükümlülükler ile kabaca karşılıksız transferler olarak adlandırılan işlemleri kapsamaktadır (Seyidoğlu, 2013, s. 334-336). İkinci temel hesap olan finans hesabında ise doğrudan yabancı yatırımlar, portföy yatırımları, finansal türevler ve diğer yatırımlar şeklinde sermaye hareketleri takip edilmektedir (Toprak ve Çatalbaş, 2019, s. 220). Ödemeler bilançosunun cari işlemler hesabı açık verdiğinde, finans hesabının söz konusu açığı kapatacak kadar fazla vermesi beklenir. Finans hesabında oluşacak fazlanın doğrudan yabancı yatırımlar gibi uzun vadeli sermaye hareketleri yoluyla meydana gelmesi tercih edilir. Fakat, 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 duyarlıdır. Kısa vadeli fonlar belirsizliklerin arttığı ve dövize ihtiyacın önemli ölçüde arttığı anda ülkeden hızla çıkmaktadırlar. Bu şartlar altında cari açığı kısa vadeli sermaye (fon) girişleri finanse etmeye çalışmak ülke ekonomisi için ciddi riskler doğurduğunu ifade etmek yanlış olmayacaktır. Diğer taraftan, cari açığı finanse edecek gerekli sermaye girişi mevcut değilse, bu açığı kapatmak için resmi rezervlerin kullanılması gerekmektedir (Karluk, 2013, s. 642- 650, Toprak ve Çatalbaş, 2019, s. 219). Ekonomik büyüme bağlı olarak artan cari açık, Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde (GOÜ’de) ciddi bir sorun olduğu için bu ülkeler yüksek ekonomik büyüme pahasına uluslararası rezervlerinin asgari düzeye inmesine belli bir süre katlanmak durumundadırlar (Karluk, 2013, s. 244). Öte yandan uluslararası rezervlerin azalması, ülke ekonomisine yönelik algıyı olumsuz etkileyecektir. Buna bağlı olarak ülkenin kredi notunda düşüş, borçlanma maliyetinde artış, borçlanma vadesinde düşüş ve döviz kurunda yükselişler gibi pek çok olumsuz ekonomik gelişmenin yaşanması muhtemeldir.

Çoğu gelişmekte olan ülkede olduğu gibi Türkiye ekonomisi için de geçmişte günümüzde cari açık, kronik bir sorun olarak durmaktadır. 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. Türkiye’de ithalatın 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 bağımlılığı ekonomik yapının bir sonucudur.

Planlı kalkınma döneminden günümüze Türkiye’de ara ve yatırım mallarına ilişkin sanayi dallarında istenilen seviyeye gelinememiş olunması, üretimde dışa bağımlılığı kaçınılmaz hale getirmiştir. Genelde Türkiye’de yüksek ekonomik büyüme oranlarının gerçekleştiği yıllarda cari açık artmıştır. Buna karşılık ekonomik büyümenin yavaşladığı veya daralmanın olduğu yıllarda (1988, 1989, 1991, 1994, 1998, 2001 ve 2009) ise cari işlemler dengesi ya fazla vermiş ya da açık tutarı azalmıştır. Şekil 1’e bakıldığında Türkiye’de ekonomik büyüme ile cari açık arasındaki 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 uyumsuzluklar olmaktadır. 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 niteliğinde olduğunu belirtmekte gerekir. Bu şartlar altında, ülke ekonomisi için büyüme 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 analiz edilmiştir. Bunun için 1998:1-2020:1 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılmıştır. 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 bilgiler vermektedir. Ek olarak değişkenlerin farklı derecelerde durağan olması da ARDL yaklaşımının tercih edilmesinde etkili olmuştur. Bu çalışmada, analiz edilen dönem için Türkiye’de büyüme ile cari açık arasında eşbütünleşik (uzun dönemli) ilişki 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 kısmında 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 çalışmalardaki bulguların ortak ve farklı yönleri üzerinde durulmuştur. Analiz kısmında ilk olarak Augmented Dickey Fuller (ADF), Philips-Perron (1988) ve Ng-Perron (2001) birim kök testleri hakkında bilgi verilmiş, daha sonra ARDL yaklaşımı açıklanmıştır. Bulgular kısmında ise her üç birim kök testi sonuçlarına bakılarak ARDL sınır testi yapılmıştır. Ardından uzun ve kısa dönem ARDL 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.

Literatür Taraması

Literatürde büyüme ile cari açık arasındaki ilişkiyi inceleyen pek çok çalışma bulunmaktadır. Söz konusu çalışmaların bazıları bir ülkeye 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 kanyaya varılmak istenmiştir.

Freund (2000) 25 sanayileşmiş (gelişmiş) ülkede ekonomik büyümenin tüketim harcamalarını artırarak dolaylı olarak cari açıkta artışa neden olduğu sonucu elde etmiştir. Debelle ve Faruquee (1996) yaptıkları çalışmada, büyüme hızı yüksek olan gelişmiş ülkelerin daha yüksek cari açık verme eğiliminde oldukları bulgusuna ulaşmışlardır. Gelişmekte olan ülkelere yönelik çalışmada ise Bayraktutan ve Demirtaş (2011) GOÜ’lerde ekonomik büyüme, yatırımlar ve kamu harcamalarındaki artışların cari işlemler açığını yükselttiği bulgusunu elde etmişlerdir. 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 tetiklemektedir. Buna karşılık gelişmekte olan ülkelerde ise ekonomik büyüme, yatırımlar ile kamu harcamalarındaki artış, cari açığı olumsuz etkilemektedir.

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 Analizi	Ekonomik büyüme → Cari açık
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 büyüme → Cari açık Cari işlemler dengesindeki şoka büyümenin vermiş olduğu tepki 4 dönem sürmektedir.
Yılmaz ve Akın (2011)	1980-2010	ADF, Johansen Eşbütünleşme Testi, Granger Nedensellik	Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Ekonomik büyüme → Cari açık Cari açığıdaki toplam değişimin büyük bir kısmı (%90,7’si), GSYH’daki (ekonomik büyümedeki) değişimlerle açıklanmaktadır.
Sekmen ve Çalışır (2011)	1998-2009	ARDL	Kısa dönemde büyüme ile cari açık arasında pozitif bir ilişki vardır. Uzun dönemde ise iki değişken arasında bir ilişki bulunamamıştır.

Sahin ve Mucuk (2014)	2002-2013 (çeyrek)	VAR Analizi	Cari açık	Ekonomik büyüme
Çiftçi (2014)	2001:1-2012:3 (çeyrek)	VAR, Johansen Eşbütünleşme Analizi, VECM, Granger Nedensellik	Modeldeki değişkenler arasında iki adet eşbütünleşme tespit edilmiştir. Cari açık, ekonomik büyümedeki (GSYH'daki) değişmelerin Granger nedenidir. Ekonomik büyümedeki bir şoka cari açık 6 dönem boyunca tepki vermektedir. Ardından bu tepki sabit seyirle devam etmektedir.	
Yurdakul ve Ucar (2015)	1999:01-2014:02 (çeyrek)	Granger Nedensellik, VAR Analizi	Ekonomik büyüme \longrightarrow Cari açık	Büyüme oranında bir standart sapmalı bir şoka, cari açığın verdiği olumsuz tepki tepki dördüncü döneme kadar yüksek kalmakta, daha sonra büyüklük azalmaya başlamakta ve dengeye gelmektedir.
Şit ve Alancioğlu (2016)	1980-2014 (yıllık)	Granger Nedensellik, Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayrıştırması	Ekonomik büyüme \longleftrightarrow Cari açık	Etki-tepki analizi sonuçlarına göre, cari açık büyümeyi olumsuz etkilemektedir. Bununla birlikte ekonomik büyüme de cari açığı artırmaktadır.
Kaya ve Kaya (2016)	1980-2013 (yıllık)	Johansen Eşbütünleşme Analizi, Granger Nedensellik	Büyüme ile cari açık arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.	Ekonomik büyüme \longrightarrow Cari açık
Duman (2017)	2003-2017 (Çeyrek)	VAR Analizi, Granger Nedensellik, Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayrıştırması	Ekonomik büyüme \longrightarrow Cari açık	Büyüme oranının artması cari açığı olumsuz etkilemektedir.
			Ekonomik büyüme \longrightarrow Cari açık	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 büyüme \longrightarrow Cari açık Ekonomik büyümedeki bir birimlik şok cari açığın arttırmaktadır. Cari açıktaki bir birimlik şoka ekonomik büyüme herhangi bir tepki vermemektedir.
Yıldız (2019)	1998:1- 2017:4 (çeyrek)	VAR, Granger Nedensellik, Etki-Tepki Analizi, Johansen Eşbütünleşme Analizi	Cari açık \longrightarrow Ekonomik büyüme Modeldeki değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Etki-tepki analizine göre, ekonomik büyümenin (GSYH'nın) cari işlemler dengesindeki değişime verdiği tepki azalandır. Cari açık ekonomik büyüme pozitif etkilemektedir.
Durmuş (2019)	1983- 2017 (yıllık)	VAR Analizi, Granger Nedensellik	Ekonomik büyüme \longleftrightarrow Cari açık
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 açık \longrightarrow Ekonomi büyüme

Not: Tablodaki okun yönü nedenselliğin yönünü göstermektedir.

Türkiye ile ilgili cari açık ve ekonomik büyüme ilişkisini ele alan ampirik çalışmalarda, ortak bulguların yanı sıra farklılıklar da mevcuttur. Tablo 1’deki 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 bulgusuna ulaşılmış, birkaç çalışmada (Sahin ve Mucuk (2014) ve Durmuş (2019) gibi) ise değişkenler arasında çift yönlü nedensellik tespiti söz konusudur.

Bu çalışmada literatürdeki çoğu çalışmadan (Sekmen ve Çalışır (2011) hariç) farklı olarak değişkenler arasındaki ilişkiler ARDL yaklaşımı ile ele alınmıştır. Özellikle son dönemdeki ampirik çalışmalarda ARDL yaklaşımı hiç kullanılmamıştır. Bu çalışmada ARDL yaklaşımı kullanılarak 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 tedbirler ve yapısal reformlara ihtiyacı vardır. Bunun için ekonomik büyüme ile cari açık ilişkilerini iyi analiz etmek gereklidir.

Yöntem

Bu çalışmada ekonomik büyüme ve cari açık arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiler, yukarıda da ifade edildiği gibi, 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 gerekir. ARDL yaklaşımında ise farklı seviyelerde ($I(0)$, $I(1)$ gibi) durağan seriler arasındaki ilişkileri incelemek mümkündür. ARDL yaklaşımının küçük gözlem sayısına sahip örneklerde etkin sonuçlar vermektedir. Ayrıca, ARDL modelindeki değişkenlerin belirlenen gecikme uzunluklarının farklı olması, diğer eşbütünleşme testlerine karşı üstün tarafıdır.

Serilerin durağanlık düzeyi sınamasında, herhangi bir yanıtıcı bulgunun önüne geçebilmek adına üç birim kök testi ADF, Phillips-Perron (1988) ve Ng-Perron (2001)) kullanılmıştır. ADF, zaman serisi analizlerinde durağanlık sınamalarında yaygın olarak kullanıldığı için tercih edilmiştir. Phillips-Perron (1988) ise ADF ile aynı hipotezleri olmasına karşılık, trend içeren serilerin durağanlık analizlerinde ADF'den daha güçlü olduğu kabul edildiği için ADF sonuçlarını teyit amaçlı olarak analize katılmıştır. Son olarak Ng-Perron (2001) birim kök testi, ADF ve Phillips-Perron'daki (1988) bütünleşme (durağanlık) derecesi ile ilgili sorunların önemli ölçüde üstesinden geldiği ve küçük örneklemelere uygun olduğu için tercih edilmiştir.

Veri Seti

Bu çalışmada 1998:1-2020:1 dönemine ilişkin üçer aylık ekonomik büyüme oranı (BUYU) verileri Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) veri tabanı ve eski yayınlardan, cari açıkta 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.

ADF Birim Kök Testi

Augmented 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 $AR(p)$ kadar olan otoregresif süreç modele dahil edilmektedir. Otoregresif (AR : Autoregressive) modelde, serinin şu anki değeri, serinin önceki değerlerinden ve temiz diziden (white noise: beyaz gürültü)

etkilenmektedir. DF testi kalıntılarda (hata terimlerinde) otokorelasyon (serisel korelasyon) 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 hata terimindeki 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 (p) belirlenmesinde farklı stratejiler (daha yüksek dereceden AR eklemek gibi) takip edilmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014, s. 336). İlave gecikme değerlerinin gecikme uzunluğu (p), 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.

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

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

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

Denklemlerde t ; zamanı, p ; 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 olduğu kabul edilir. Aksi durumda ise H0 hipotezi kabul edilerek serinin durağan olmadığına karar verilir.

ADF testinin uygulanmasına ilişkin olarak kritik değerleri tahmin eden önceki çalışmalarda, gecikme derecesindeki olası bağımlılıklar (otokorelasyon) büyük ölçüde görmezden gelindiği için ADF birim kök testinin ölçme gücü azalmıştır. ADF’de, kalıntıların istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyanslı olduğu varsayılır. Fakat, sabit olduğu varsayılan kalıntıların 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 kırılmalar serinin otoregresif (AR) sürecini değiştirmekte ve yapısal kırılmaların dikkate alınmaması sahte regresyona neden olabilmektedir. Bu ise yanlış bir temel hipotezin 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, yapısal kırılmaların göz ardı edilmesi ve modelde yer alması gereken bağımlı değişkenin kaç gecikmesinin alınacağı konusundaki bazı belirsizlikler testin ölçme gücünü azaltmaktadır. Bu nedenlerle ADF birim kök test sonuçlarının diğer birim kök testleri ile de teyit edilmesi faydalı olacaktır.

Phillips-Perron (1988) Birim Kök Testi

Phillips-Perron (1988) DF metodolojisini kullanmasına karşılık, kalıntılardaki otokorelasyon 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 yaklaşımı (Newy-West hata düzeltme mekanizması) kullanmış ve buna bağlı olarak DF'deki bazı varsayımları esnetmiştir. Phillips-Perron'da (1988), kalıntıların zayıf bağımlılığı ve heterojen dağılıma sahip olduğu kabul edilmektedir.

Parametrik olmayan yaklaşımda, hata terimleri veya hata terimlerinin geçmiş değerlerinin hareketli ortalamaları (MA: Moving Avarage) kullanılmaktadır. Phillips-Perron'da (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.

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

Phillips-Perron (1988) birim kök testinde hipotezler ADF ile aynıdır. PP birim kök testinde, test istatistikleri doğrudan değiştirilerek test regresyonunun hata terimindeki (u_t) otokorelasyon ve değişen varyans düzeltilmektedir. 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'nin 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 örneklemelerde, doğru olduğu halde 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 örneklem için açıklama gücü yüksek olan Ng-Perron testi de analize dahil edilmiştir.

Ng-Perron (2001) Birim Kök Testi

Ng-Perron (2001), PP (1988) testinde ortaya çıkan hata terimindeki (kalıntılardaki) 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_{τ} , MSB ve MPT) önererek ADF ve PP testlerinin sınırlamalarını ortadan kaldırmayı hedeflemiştir (Yıldırım vd., 2015, s. 95). Ng-Perron birim kök testindeki MZ_{α} ve MZ_{τ} testleri PP (2001) birim kök testindeki Z_{α} ve Z_{τ} 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 (sıradan) 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_{τ} , MSB ve MPT) 7, 8, 9 ve 10 nolu eşitliklerdeki gibi hesaplanır:

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

$$MZ_{\tau} = MSB \times MZ_{\alpha} \quad (8)$$

$$MSB = \left(\frac{K}{f_0}\right)^{1/2} \quad (9)$$

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

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

Ng-Perron (2001) birim kök testinde, hipotezler testlere göre değişmektedir. MZ_{α} ve MZ_{τ} 'nin hipotezleri, ADF ve PP ile aynıdır. Buna göre, temel 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, temel hipotez (H0)

serinin durağan olduğunu belirtirken, alternatif hipotez (H1) serinin durağan olmadığını 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 konulmakta ve sonuçlar bu hassasiyetler dikkate alınarak yorumlanmaktadır.

ARDL Yaklaşımı

ARDL (Autoregressive Distributed Lag: Gecikmesi Dağıtılmış Otoresif) yaklaşımı, farklı durağanlık (bütünleşme) 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 $I(1)$ gibi farklı bütünleşme derecelerine sahip olup olmadığına bakılmaksızın (genelde bağımlı değişkenin $I(1)$ olması tercih edilir) eşbütünleşme veya sınır (bound) testi için ARDL'nin kullanılabilirliğini ve bunun gerçekçi ve verimli tahminler vereceğini belirtmişlerdir. ARDL sınır testinde, serilerin en fazla birinci dereceden durağan olması gerekir. ARDL yaklaşımı küçük örnekleme de etkili tahmin sağlamaktadır.

ARDL sınır 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 bağımsız değişkenlerin 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 test edilir. Seriler arasında eşbütünleşme 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.

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

(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 değişimleri temsil ederken kısa dönem etkileri göstermektedir.

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

$$H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = 0 \quad (\text{eşbütünleşme yoktur})$$

$$H_1: \varphi_1 \neq \varphi_2 \neq 0 \quad (\text{eşbütünleşme vardır})$$

Sınır testinde, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin bir dönem gecikmelerinin katsayılarına (φ_1 ve φ_2) 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 ve 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 değer 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:

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

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

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

(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.

Ampirik Bulgular

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

Birim Kök Testlerine İlişkin Bulgular

ADF, PP (1988) ve Ng-Perron (2001) birim kök testleri ile seriler düzeyde sabit terimli ve trendli modelde, birinci farkta ise sabit terimli modelde durağanlık sınanmasına tabi tutulmuştur. 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 değişkeninin I(1)'de, BUYU değişkeninin ise I(0)'da durağan olduğunu göstermektedir. Buna göre, 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
CARI	-3.265 [1]	-4.067	0,08
Δ CARI	-8.097* [0]	-3.507	0.00
Değişken	PP Test İstatistiği	Kritik Değer (%1)	Olasılık Değeri (%)
BUYU	-4.198* [2]	-4.066	0.00
CARI	-2.894 [1]	-4.066	0.17
Δ CARI	-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
Düzye 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	CARI	-19.330[1]	-3.103*[1]	0.161[1]	4.753[1]

Model		(-23.800)	(-3.420)	(0.143)	(4.030)
Birinci Fark I(1)	Δ CARI	-40.673*[0]	-4.411*[0]	0.109*[0]	0.876*[0]
Sabit Terimli Model		(-13.800)	(-2.580)	(0.174)	(1.780)

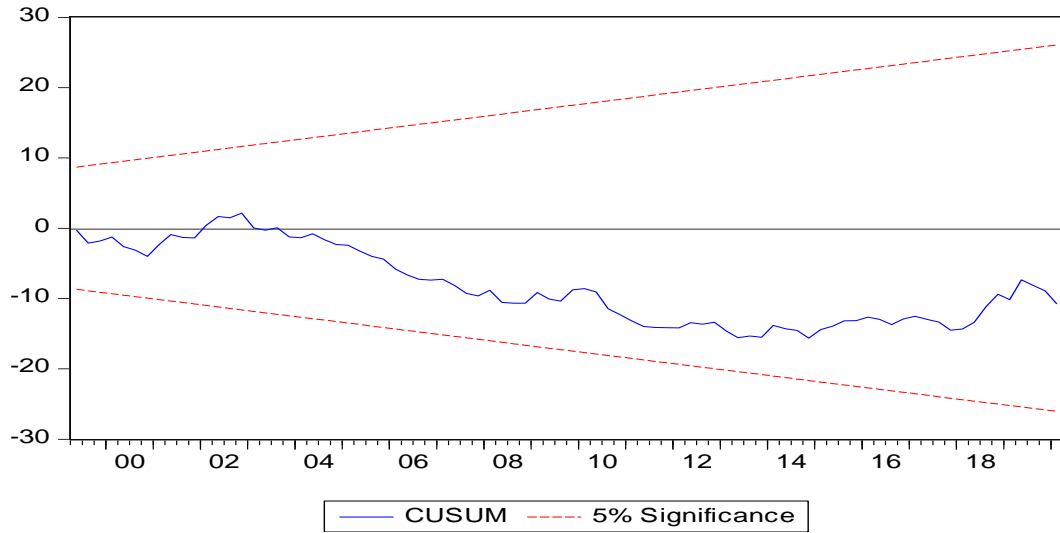
Not: Köşeli parantez içindeki değerler, Schwarz bilgi kriterine dayalı olarak spektral GLS- trendden arındırılmış otoregresif gecikme uzunluğu gösterir. * %1 anlam seviyesinde durağanlığı gösterir.

ARDL Bulguları

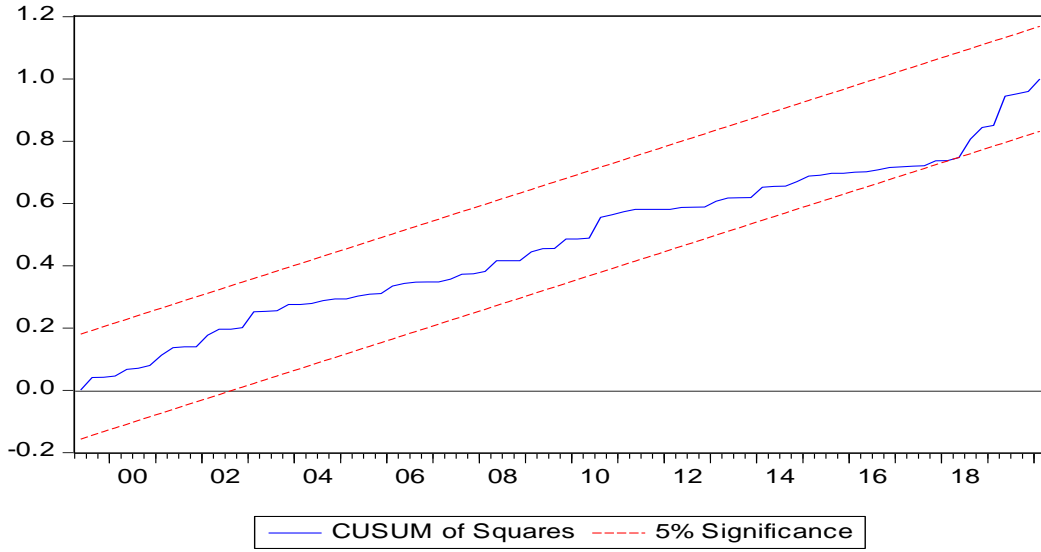
ARDL yaklaşımında, analiz için ilk önce kısıtsız hata düzeltme modeli oluşturulmuştur (15 nolu eşitlik). ARDL (1,1) hem bağımlı (CARI) hem de bağımsız (BUYU) değişkenin birer gecikmelerinin yer aldığı bir OLS regresyon modelidir.

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

(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 eşbütünlüşme 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 eşbütünlüşme ilişkisinin var olup olmadığını belirleyebilmek için modele sınır testi uygulanmıştır. (15) nolu kısıtsız hata düzeltme modeline ilişkin sınır testi hipotezler aşağıdaki gibi oluşturulmuştur:

$$H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = 0 \quad (\text{eşbütünlüşme yoktur})$$

$$H_1: \varphi_1 \neq \varphi_2 \neq 0 \quad (\text{eşbütünlüşme vardır})$$

Sınır testinde eşbütünlüşme 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

eşbütünlük ilişkisi yoktur hipotezi (H0) reddedilir, alternatif hipotez (H1) kabul edilir. %5 anlam seviyesinde ise değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin olup olmadığı belirsizdir (kararsız bölgede). %1 anlam seviyesinde ise değişkenler arasında uzun dönemli ilişki yoktur. Sonuç olarak %10 anlam seviyesinde ekonomik büyüme (BUYU) ile cari açık (CARI) arasında eşbütünlük 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 %10 anlam seviyesinde seriler arasında eşbütünlük ilişkisini gösterdiği için uzun dönem katsayıları ve hata düzeltme modeline geçilmiştir. Bu kapsamda, uzun ve kısa dönemli ilişkilerin test edilebilmesi amacıyla ARDL modeli aşağıdaki denklem (16 nolu eşitlik) oluşturulmuştur:

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

Tablo 6’daki uzun dönem ARDL modelinin tahmin sonuçlarına göre, 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 da açıktır. 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 daha fazla desteklenmesi büyük önem arz etmektedir.

Tablo 5'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 açığı) değişimin %32'sini açıklamaktadır. Buradan şu sonuç da ortaya çıkmaktadır: Cari açığın tek sebebi ekonomik büyüme değildir. Cari açığı 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 sonuçlarına göre, kısa dönemde bağımlı değişken ($\Delta CARI$) 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. Buna 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 açığa ($\Delta CARI$) %0.22 oranında negatif etki yaratmaktadır.

Tablo 7'deki 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 gerçekleştirmelere bakıldığında, 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 açığındaki yüksek artışın normal seyrine dönmesi yaklaşık 18 aylık sürece denk gelmektedir. Ekonomik büyümedeki kısa dönemli dalgalanmalar Şubat 2001 krizi ve 2008’deki küresel krizde yaklaşık yaklaşık 6 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.

Sonuç

Cari açık, birçok gelişmekte olan ülkede gibi, Türkiye ekonomisi için de en önemli sorunlardan biridir. Gelir ve refah düzeyini gelişmiş ülkeler seviyesine yükseltmek 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. 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 de modelin istikrarlı olduğunu ve yapısal bir kırılma içermediğini işaret etmektedir. Tanısal (diagnostik) testler de 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 açığı artışı tek sebebi ekonomik büyüme değildir. Düzeltilmiş R^2 sonuçları, ekonomik büyümedeki değişimin cari açığındaki değişimin %32'sini açıkladığını göstermektedir. Cari açıkla mücadelede, cari açığındaki değişimin %68'ini açıklayan diğer değişkenler göz ardı edilmemelidir. Yurt içi tasarruflar, yatırımlar, üretim yapısı, ara ve yatırım malı üreten sektörler için 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 sektörler için daha fazla destek verilmesi ve bu desteklerin sektörler için etkili bir şekilde tanıtılması, özellikle ihracata yönelik yatırımların daha fazla desteklenmesi, 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 / References

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 Faruquee, 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 Economics 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.
- Karluk, S. R. (2013). Uluslararası ekonomi (11. Basım) İstanbul: Beta BasımYayımları AŞ.
- 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).
- Mukhtar, T. ve Khan, A. H. (2016). The current account deficit sustainability: an empirical investigation for pakistan. *The Pakistan Development Review*, 55(4), 397-419. <http://www.jstor.org/stable/44985995>
- 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.

Seyidoğlu, H. (2013). *Uluslararası iktisat* (Geliştirilmiş 18. Baskı). İstanbul: Güzem Can Yayınları

Shahbaz, M. ve Salahuddin, M. (2009). Does nominal devaluation precede real devaluation in floating exchange rate regime? An empirical investigation 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.