

PAPER DETAILS

TITLE: TÜRKİYE'DE CARI AÇIGIN SÜRDÜRÜLEBİLİRLİĞİ: EKONOMETRİK ANALİZ

AUTHORS: Pelin GENÇOĞLU,Fatma ÜNLÜ

PAGES: 627-650

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/911182>

TÜRKİYE'DE CARİ AÇIĞIN SÜRDÜRÜLEBİLİRLİĞİ: EKONOMETRİK ANALİZ

Hacettepe Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi Dergisi
Cilt 37, Sayı 4, 2019
s. 627-650

Pelin GENÇOĞLU

Dr., Erciyes Üniversitesi
Kayseri Araştırma ve Uygulama Merkezi
pgencoglu@erciyes.edu.tr

Fatma ÜNLÜ

Dr.Öğr. Üyesi, Erciyes Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
funlu@erciyes.edu.tr

Öz: Cari işlemler açığının sürdürülebilirliği hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde makroekonomik istikrarın temel koşullarından birisidir. Son dönemde sürekli olarak cari açık veren Türkiye’de bu açığın sürdürülebilirliğinin analiz edilmesi önemli hale gelmektedir. Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de 1980-2017 döneminde cari açığın sürdürülebilir olup olmadığını analiz etmektir. Söz konusu amacı gerçekleştirmek için VAR modeli kapsamında Johansen eşbütünleşme analizi, VECM ve Toda-Yamamoto nedensellik testi yapılmıştır. Analizden elde edilen bulgular; Türkiye’de cari açığın zayıf derecede sürdürülebilir olduğunu ortaya koymaktadır.

Anahtar Sözcükler: Cari açığın sürdürülebilirliği, vektör otoregresif model, Türkiye.

SUSTAINABILITY OF CURRENT ACCOUNT DEFICIT IN TURKEY: AN ECONOMETRICS ANALYSIS

*Hacettepe University
Journal of Economics
and Administrative
Sciences
Vol. 37, Issue 4, 2019
pp. 627-650*

Pelin GENÇOĞLU

Dr., Erciyes University
Research and Application Center of Kayseri
gencoglu@erciyes.edu.tr

Fatma ÜNLÜ

Assist.Prof.Dr., Erciyes University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
funlu@erciyes.edu.tr

Abstract: Sustainability of the current account deficit is one of the basic conditions for macroeconomic stability in terms of both developed and developing countries. Recently, analyzing of the current account deficit in Turkey which has constantly current account deficit has been becoming important. Therefore, the aim of this study is to analyze whether current account deficit is sustainable or not at 1980-2017 period in Turkey. To achieve this aim, Johansen cointegration analysis that is one of the VAR models, VECM and Toda-Yamamoto causality test are applied. The findings obtained from the analysis indicated that the current account deficit is weakly sustainable in Turkey.

Keywords: Sustainability of current account deficit, vector autoregressive model, Turkey.

GİRİŞ

Ekonomik büyüme ve kalkınmalarını gerçekleştirmek isteyen ülkelerin etkin ve istikrarlı bir şekilde işleyen sürdürülebilir ekonomiye sahip olabilmeleri makroekonomik istikrarın sağlanmasına bağlıdır. Makroekonomik istikrarın sağlanması ise hem iç hem de dış ekonomik dengenin sağlanması ile mümkündür. İç dengenin sağlanması reel gelirin potansiyel gelire yakınsamasına, enflasyon oranlarının düşük olmasına ve işsizlik oranlarının ise doğal işsizlik oranına yakın seyretmesine bağlı iken; dış dengenin sağlanması çoğunlukla cari işlemler dengesi ile ifade edilmektedir.

Bir ülkenin yerleşikleri ile dünyanın geri kalanı arasında gerçekleşen bütün ekonomik ilişkileri gösteren ödemeler bilançosu, ilgili ülkede karar verme mekanizmasında yer alan politika yapıcılarının uyguladıkları ekonomi politikalarının sonuçları hakkında bilgi sunan en önemli makroekonomik göstergelerden birisidir (Ilıkkan-Özgür, 2015: 352). Ödemeler bilançosu içinde yer alan ve temel otonom işlem olma özelliğine haiz hesap ise, cari işlemler hesabıdır. Bu hesapta meydana gelen açığın boyutu ve sürdürülebilirliği makroekonomik istikrarın sağlanması açısından kilit öneme sahiptir. Cari açık en basit haliyle, “*cari işlemler hesabının belirli bir dönemdeki gider kalemlerinin gelir kalemlerinden daha yüksek olması*” olarak tanımlanmaktadır (Seyidoğlu, 2013: 337; Akçayır, Albeni, 2016: 36). Cari açık kavramına yatırım-tasarruf eşitliği açısından bakılırsa; ulusal tasarruflar ile ulusal yatırımlar arasındaki negatif fark olarak tanımlanabilir. Buna göre cari açık, ya tasarrufların azalmasından ya da yatırımların artmasından kaynaklanmaktadır (Berke, 2009: 119; Seyidoğlu, 2013: 337). Cari açığın zamanla artarak kronikleşmesi makroekonomik istikrarın sağlanması ve sürdürülebilirliği açısından ülkeler için risk oluşturmaktadır. Nitekim bu kavram özellikle 1980’li yıllardan itibaren küreselleşme olgusunun artmasıyla birlikte sermaye hareketlerinde meydana gelen serbestleşmenin yol açtığı temel makroekonomik sorunlardan birisi haline gelmiştir. Sermaye hareketlerinin serbestleşmesiyle birlikte yabancı sermaye akımlarındaki artışlar, ev sahibi ülke ekonomilerinin cari açık sorunu ile karşı karşıya kalmasına neden olmuştur. Cari açık ve bu açığın finansmanı ve sürdürülebilirliği, ABD başta olmak üzere gelişmiş ve gelişmekte olan pek çok ülkede ekonomik istikrar konusunda ciddi endişelere yol açmıştır (Altunöz, 2014: 116).

Literatürde cari açığın sürdürülebilirliği ile ilgili çeşitli kriterler (yatırım/tasarruf oranı, dış borç/GSYİH, ihracat/GSYİH, reel döviz kuru vb.) geliştirilmesine rağmen yaygın olarak iki (2) kriter kullanılmaktadır. Bunlardan birincisi, en sık kullanılan geleneksel görüşü yansıtan kriterdir. Buna göre; bir ekonomide belirli bir dönemde cari işlemler dengesinde meydana gelen açığın yani cari açığın o ekonominin aynı dönemdeki GSYİH’sına oranı %5 ve daha büyük ise

açık sürdürülemezdir (Milesi-Ferretti, Razin, 1996a: 1). Ancak bu kriterin farklı ekonomilerin farklı özelliklere sahip olması nedeniyle tek başına yeterli olamayacağı görüşü hakimdir (İnsel, Kayıkçı, 2012: 43). Dolayısıyla daha sağlıklı sonuçlara ulaşılmasını sağlayan *dış yükümlülüklerin ödenebilirliği* kriteri kullanılmaktadır (Milesi-Ferretti, Razin, 1996b: 2). Buna göre bir ekonominin gelecekteki dış ticaret fazlalarının bugünkü değeri, cari borç stokuna eşit ise cari açıklar sürdürülebilir düzeydedir.

Literatürde cari açığın sürdürülebilirliğini inceleyen çok sayıda çalışma mevcuttur. Bu çalışmalarda genellikle birim kök testleri ile eşbütünleşme analizleri kullanılmıştır. Ancak yapısal kırılmalı birim kök testlerinden olan Narayan ve Popp'un (2010) İki Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testini kullanarak söz konusu analizleri gerçekleştiren herhangi bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Dolayısıyla çalışma, bu yönüyle diğer çalışmalardan ayrılmaktadır.

Bu çalışmanın amacı; Türkiye'de cari açığın sürdürülebilirliğinin test edilmesine katkıda bulunmaktır. Bu amacı gerçekleştirmek için Türkiye'nin 1980-2017 dönemine ait ihracat ve ithalat verileri kullanılarak öncelikle birim kök testleri (Augmented Dickey Fuller-ADF, Phillips-Perron-PP vd. (2010) İki Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi) ile serilerin durağanlığı sınanmıştır. Ardından analize dahil edilen değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Toda-Yamamoto nedensellik analizi ile test edilmiştir. Uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığını tespit edebilmek için ise VAR analizi gerçekleştirilmiştir.

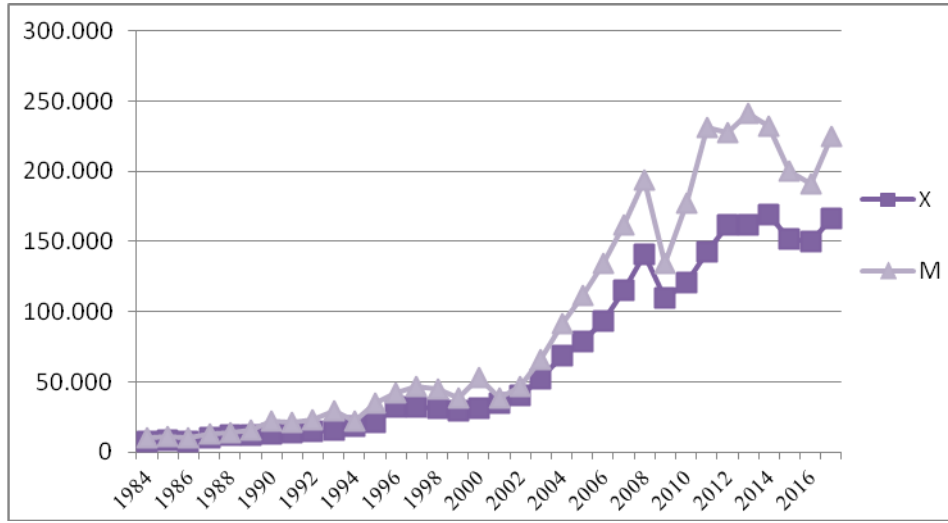
Çalışma esas itibarıyla üç bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünde cari açık ve sürdürülebilirliği ile ilgili temel bilgiler verildikten sonra ilk bölümde, Türkiye'de cari açığın gelişimi ilgili veriler ışığında anlatılmıştır. Çalışmanın ikinci bölümünde konu ile ilgili literatüre yer verilmiştir. Son bölüm ise model, veri seti ve uygulama sonuçlarına ayrılmıştır.

1. TÜRKİYE'DE CARİ AÇIĞIN GELİŞİMİ

Türkiye, 24 Ocak 1980 Kararları ile 1960-1980 döneminde uyguladığı ithal ikameci politikayı terk ederek dışa açılma sürecini başlatmıştır. Söz konusu süreci 1980'li yılların sonlarına doğru sermaye hareketlerinin serbestleşmesi ile Türk Lirası'nın konvertibl para statüsünü kazanması ve 1 Ocak 1996 tarihinde Avrupa Birliği (AB) ile imzalanan Gümrük Birliği Anlaşması (GB) ile devam ettirmiştir. GB Anlaşması ile Türkiye ürün ve pazar çeşitlendirmesine giderek dış ticaret hacmini artırmıştır. Bununla birlikte özellikle orta teknoloji yoğunluğundaki malların ihracatındaki payı da zaman içinde nispeten artmıştır. Tüm bu olumlu gelişmelere rağmen sürekli açık veren dış ticaret dengesi, cari açığın da yıllar içinde artmasına yol açmıştır. Başka bir deyişle, Türkiye'de ithalatın ihracattan daha yüksek seyretmesi

(Bknz. Şekil 1) dış ticaret açıklarına yol açmış ve bu açıklar da cari açığın temel nedeni haline gelmiştir.

**Şekil 1. Türkiye’de Yıllar İtibariyle İhracat ve İthalatın Seyri:
1984-2017 (Milyon \$)**



Kaynak: TCMB EVDS, www.tcmb.gov.tr, Erişim Tarihi: 20.07.2018.

Tablo 1’de 1984-2017 döneminde Türkiye’nin dış ticaret dengesi ve cari işlemler dengesine ilişkin veriler yer almaktadır. Buna göre; Türkiye’de dış ticaret dengesi ele alınan dönem boyunca sürekli olarak açık vermiştir. 1984 yılında 2.910 milyon \$ açık veren dış ticaret hesabı, yıllar içinde artarak 2017 yılında 58.956 milyon \$’a ulaşmıştır. Cari işlemler dengesi ise 1990 yılı sonrasında; sadece 1991, 1994 ve 1998 yılları hariç sürekli olarak açık vermiştir. 1984 yılında 1.439 milyon \$ açık veren cari işlemler hesabı, 2017 yılında 47.389 milyon \$ açık vermiştir. Diğer taraftan, söz konusu dönemde dış ticaret hesabı cari işlemler hesabından daha fazla açık vermesine rağmen, söz konusu hesaplardaki açıkların artış oranı dikkate alındığında, ilgili dönemde Türkiye’de dış ticaret açığının yaklaşık 20 kat artarken; cari açığın 32 kat arttığı görülmektedir.

Tablo 1. Türkiye’de Dış Ticaret Dengesi ve Cari İşlemler Dengesi: 1984-2017
(Milyon \$)

Yıllar	Dış Ticaret Dengesi (Milyon \$)	Cari İşlemler Dengesi (Milyon \$)	Ekonomik Büyüme Oranı (%)	Yıllar	Dış Ticaret Dengesi (Milyon \$)	Cari İşlemler Dengesi (Milyon \$)	Ekonomik Büyüme Oranı (%)
1984	-2.910	-1.439	6,712	2001	-3.282	3.760	-5,962
1985	-2.976	-1.013	4,241	2002	-6.404	-626	6,430
1986	-3.018	-1.465	7,012	2003	-13.411	-7.554	5,608
1987	-3.206	-806	9,486	2004	-22.438	-14.198	9,644
1988	-1.813	1.596	2,321	2005	-32.936	-20.980	9,010
1989	-4.190	938	0,290	2006	-40.894	-31.168	7,110
1990	-9.448	-2.625	9,266	2007	-46.831	-36.949	5,030
1991	-7.290	250	0,720	2008	-52.917	-39.425	0,845
1992	-8.076	-974	5,036	2009	-24.762	-11.358	-4,704
1993	-14.081	-6.433	7,651	2010	-56.325	-44.616	8,487
1994	-4.167	2.631	-4,668	2011	-89.160	-74.402	11,113
1995	-13.152	-2.339	7,878	2012	-65.367	-47.963	4,790
1996	-10.264	-2.437	7,380	2013	-79.917	-63.642	8,491
1997	-15.048	-2.638	7,578	2014	-63.593	-43.644	5,167
1998	-13.927	2.000	2,308	2015	-48.128	-32.109	6,086
1999	-9.667	-925	-3,389	2016	-40.892	-33.137	3,184
2000	-21.959	-9.920	6,640	2017	-58.956	-47.389	7,419

Kaynak: Dış ticaret dengesi ve cari işlemler dengesi ile ilgili veriler TCMB’nın; büyüme oranına ait rakamlar ise Dünya Bankası’nın veri tabanından elde edilerek yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 1 ve Şekil 1’den de görüleceği üzere, Türkiye’de hem dış ticaret hesabı hem de cari işlemler hesabı kriz yılları hariç sürekli olarak artma eğilimi sergilemiştir. Özellikle 2000’li yılların başlarından itibaren artmaya başlayan söz konusu açıklar, ekonomik büyüme veya küçülme dönemleri ile paralel hareket etmiştir. Yani Türkiye’de ekonominin genişlediği dönemlerde hem dış ticaret açığı hem de cari açık artmış, ekonominin küçülmeye başladığı dönemlerde ise düşme eğilimine girmiştir. Örneğin; 2008 Küresel Krizi’nin yol açtığı iç ve dış talepteki durgunluk, üretimi ve ihracatı ithalata aşırı derecede bağımlı olan Türkiye’nin dış ticaret açığını dolayısıyla da cari açığını azaltmış, ancak kriz sonrası dönemde ekonominin toparlanmaya başlaması ile birlikte açıklar yeniden artmaya başlamıştır.

2000’li yıllara kadar sürdürülebilir düzeyde olan cari açıklar, 2001 yılında kurların dalgalanmaya bırakılması ile birlikte Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı kapsamında uygulanan enflasyon hedeflemesinin yol açtığı ulusal paranın değerlenmesi süreci ile artmaya başlamıştır. Ulusal paranın değerlenmesi, ithal malları ulusal para cinsinden daha ucuz hale getirerek reel sektörün özellikle ithal ara malı kullanımını artırması ve 2003 yılından itibaren yüksek büyüme oranlarının hedeflenmesi ile birlikte açıklar hızlı bir şekilde artmaya başlamıştır. Artan cari açıkların finansmanı yüksek reel faiz uygulaması ve dış borçlanma ile finanse edilmeye çalışılmıştır. Ancak bu durum açıkların azalması yönünde beklenen katkıyı

sağlayamamıştır. 2008 Küresel Krizi ile Türkiye’de cari açığın sürdürülebilirliği tartışmaları ivme kazanmıştır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Cari işlemler açığı ile ilgili literatür taraması, iki temel amaç doğrultusunda yapılmıştır. Birinci amaç, cari işlemler açığının sürdürülebilirliğini analiz edebilmek için tercih edilen analiz yöntemlerini belirlemektir. İkincisi ise, çalışmanın kapsamı gereği, Türkiye’nin cari işlemler açığının sürdürülebilirliğine yönelik yapılan analizlerden elde edilen sonuçların derlenmesidir. Bu amaçlar doğrultusunda hazırlanan literatür özeti, Tablo 2’de yer almaktadır.

Tablo 2. Literatür Özeti

Yazarlar	Değişkenler	Kapsam	Yöntem	Cari İşlemler Açığı Durumu
Husted (1992)	İhracat ve İthalat	ABD, 1967:1-1989:4 (çeyrek dönemlik veriler)	ADF ve PP Birim Kök Testleri, Engle-Granger Eşbütünlüşme Analizi	Sürdürülebilir
Ghosh, Ostry (1995)	Cari İşlemler Hesabı ve Sermaye Hesabı	45 Gelişmekte Olan Ülke, 1960-1990 (yıllık veri)	ADF Birim Kök, Granger Nedensellik Testi	Ülkelerin üçte ikisi için sürdürülebilir.
Apergis vd. (2000)	Reel İhracat ve Reel İthalatın GSYİH Oranı	Yunanistan, 1960-1994 (yıllık veri)	ADF ve Zivot ve Andrews Birim Kök Testleri, Gregory Hansen Eşbütünlüşme Analizi	Sürdürülebilir
Wu vd. (2001)	İhracat ve İthalat	G7 Ülkeleri, 1973:2-1998:4 (çeyrek dönemlik veriler)	ADF Birim Kök Testi, Johansen ve Panel Eşbütünlüşme Analizi	Sürdürülebilir
Arize (2002)	İhracat ve İthalatın GSYİH Oranı	50 Ülke: 1973:02-1998:01 (çeyrek dönemlik veri)	ADF Birim Kök Testi, Johansen Eşbütünlüşme Analizi	Sürdürülebilir
Baharumshah vd. (2003)	Döviz Girişi ve Döviz Çıkışı	ASEAN Ülkeleri, 1961-1999 (yıllık veri)	ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testleri, Engle – Granger ve Johansen Eşbütünlüşme Analizi	Sürdürülebilir (Malezya hariç)
Raubaudi vd. (2004)	Cari İşlemlere Açığı	Arjantin, Brezilya, Japonya, İngiltere, ABD, 1970:1-2002:4 (çeyrek dönemlik veriler)	ADF ve KPSS Birim Kök Testleri, Markow Switching Yöntemleri	Sürdürülebilir
Matsubayashi (2005)	Özel Sektör Tasarrufları-Özel Sektör Yatırımları, Bütçe Dengesi-Kamu Kesimi Borcu ve Net Dış Borç- Net Ulusal Tasarruflar	ABD, 1975:1-1998:2 (çeyrek dönemlik veri)	ADF ve PP Birim Kök Testleri, Johansen Eşbütünlüşme Analizi	Sürdürülebilir
Yücel, Yanar (2005)	İhracat ve İthalat	Türkiye, 1964-2003 (yıllık veri)	ADF Birim Kök Testi, Engel-Granger Eşbütünlüşme Analizi	Sürdürülemez
Barışık, Çetintaş (2006)	İhracat ve İthalatın GSYİH Oranı	Türkiye, 1987-2003 (yıllık veri)	ADF, PP, KPSS ve PB Birim Kök Testleri, Johansen Eşbütünlüşme Analizi	Sürdürülemez
Yamak, Korkmaz (2007)	İhracat ve İthalat	Türkiye, 2001: 04-2005:09 (aylık veri)	ADF ve PP Birim Kök Testleri, Sınır Eşbütünlüşme Analizi	Sürdürülebilir

Tablo 2'nin Devamı:

Berke (2009)	Reel İhracat ve Reel İthalat	Türkiye, 1989:1-2006:2 (çeyrek dönemlik veri)	ADF, PP, KPSS, Zivot ve Andrews, GPH ve MGPH Parçalı Birim Kök Testleri, Parçalı Eşbütünleşme Analizi	Sürdürülebilir
Peker (20099)	İhracat ve İthalat	Türkiye, 1992:01-2007:12 (aylık veri)	ADF Birim Kök Testi, Johansen Eşbütünleşme Analizi	Zayıf seviyede sürdürülebilir
Chen (2011)	Cari İşlemler Dengesinin GSMH Oranı	Avustralya, Çek Cumhuriyeti, Finlandiya, Macaristan, Yeni Zelanda, Portekiz ve İspanya, 1970-2009 (yıllık veri)	ADF, PP, PT, KPSS ve NG-Peron Birim Kök Testleri, GLS, Markow Switching Yöntemleri	Sürdürülemez
Holmes vd. (2011)	İhracat ve İthalatın GSYİH Oranı	Hindistan, 1950-2011 (yıllık veri)	ADF, PP, Breitung, Breitung ve Taylor ve S&L Birim Kök Testleri	Sürdürülebilir
Şahbaz (2011)	İhracat ve İthalat	Türkiye, 2001:3-2011:4 (aylık veri)	ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testleri, Johansen Eşbütünleşme Analizi	Sürdürülebilir
Göçer, (2013)	İhracat ve İthalat	Türkiye, 1996:1-2012: 1 (aylık veri)	ADF Birim Kök Testi, Johansen Eşbütünleşme Analizi	Zayıf seviyede sürdürülebilir
Açıkgöz, Akçağlayan (2014)	Reel İhracat ve Reel İthalat	Türkiye, 1992:1-2011:3 (çeyrek dönemlik veri)	ADF, PP, Zivot ve Andrews ve Lee ve Strazicich Birim Kök Testleri, Engle – Granger ve ARDL Eşbütünleşme Analizi	Zayıf seviyede sürdürülebilir
Altunöz (2014)	Cari İşlemler Hesabı Gelir Kalemleri Toplamı ve Gider Kalemleri Toplamı	Türkiye, 1994:04-2013:04 (çeyrek dönemlik veri)	ADF Birim Kök Testi, Johansen Eşbütünleşme Analizi	Zayıf seviyede sürdürülebilir
Murat vd. (2014)	İhracat ve İthalat	Türkiye, 2003:1-2013:2 (aylık veri)	Zivot ve Andrews Birim Kök Testi, Gregory Hansen Eşbütünleşme Analizi	Zayıf seviyede sürdürülebilir
Yayar, Demir (2014)	İhracat ve İthalat	Türkiye, 1988-2011 (yıllık veri)	ADF ve Zivot ve Andrews Birim Kök Testleri, Johansen Eşbütünleşme Analizi	Sürdürülebilir
Akçayır, Albeni (2016)	Cari İşlemler Hesabı Gelir Kalemleri Toplamı ve Gider Kalemleri Toplamı	Türkiye, 1992:1- 2015:7 (aylık veri)	ADF, PP, KPSS ve Ng-Perron Birim Kök Testleri, Engle-Granger Eşbütünleşme Analizi	Zayıf seviyede sürdürülebilir.
Turan, Barak (2016)	İhracat ve İthalat	Türkiye 1987:2014 (yıllık veri)	ADF Birim Kök Testi, Engle-Granger Eşbütünleşme Analizi	Sürdürülemez.

Tablo 2’de yer alan çalışmalar, cari işlemler açığının sürdürülebilirliğinin belirlenmesi için kullanılan analiz yöntemleri ile Türkiye’ye yönelik çalışmalardan elde edilen sonuçlar dikkate alınarak değerlendirilmiştir. Literatürde cari işlemler açığının sürdürülebilirliğinin belirlenmesinde kullanılan analiz yöntemleri incelendiğinde,

- Çalışmaların tamamında öncelikle birim kök testleri kullanıldığı tespit edilmiştir. Literatürde yer alan ilk çalışmalarda sadece geleneksel birim kök testleri tercih edilirken, zaman içerisinde geleneksel birim kök testlerinin yanı sıra yapısal kırılmanın dahil edildiği birim kök testleri de birlikte kullanılmaya başlanmıştır.
- Birim kök testlerini genellikle eşbütünleşme analizleri takip etmiştir. Tercih edilen örnekleme bağılı olarak farklı yöntemlerin kullanıldığı görülmektedir. En çok tercih edilen eşbütünleşme analizi yöntemleri ise, Johansen ve Engle-Granger Eşbütünleşme’dir.

Literatür Tablosundan Türkiye için yapılan çalışmalar değerlendirildiğinde;

- Yücel ve Yanar (2005) ile Barışık ve Çetintaş (2006)’a ait çalışmalarda cari işlemler açığının sürdürülebilir nitelikte olmadığı sonucu elde edilmiştir. Her iki çalışmada da 2003 yılı öncesi analize dahil edilmiştir. Türkiye’nin belirtilen zaman dilimindeki dış ticaret hareketleri dikkate alındığında elde edilen sonuçların, belirtilen ekonomik durumu destekler nitelikte olduğu anlaşılmaktadır.
- 2003 yılı sonrasının ele alındığı çalışmalarda ise, cari işlemler açığının sürdürülebilir nitelikte olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu çalışmalar arasında zaman aralığı 1990’lı yılları kapsayanlarda ise, uzun vadeli cari işlemler açığının zayıf sürdürülebilirliğe sahip olduğu belirlenmiştir.

Görüldüğü üzere, literatürde Türkiye’de cari açığın sürdürülebilirliğini inceleyen çok sayıda çalışma olmasına rağmen, yapısal kırılmalı birim kök testlerinden olan Narayan ve Popp’un (2010) İki Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testini kullanarak cari açığın sürdürülebilirliğini test etmeye çalışan herhangi bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Çalışma bu yönüyle literatüre katkı sağlamayı amaçlamaktadır.

3. MODEL VE VERİ SETİ

Bu çalışmada cari açığın sürdürülebilirliğinin test edilmesinde Husted (1992) tarafından geliştirilen model kullanılmıştır. Husted (1992) modeli, uzun dönemde ihracat ve ithalat arasındaki ilişkinin varlığının test edilmesine dayanmaktadır. Eğer

ihracat ve ithalat arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusu ise cari açığın sürdürülebilir olduğuna; söz konusu iki değişken arasında uzun dönemli herhangi bir ilişkiye rastlanmazsa cari açığın sürdürülemez olduğuna karar verilmektedir. Husted (1992), ihracat ve ithalat arasındaki ilişkiyi bütçe kısıtı üzerinden açıklamaktadır. Söz konusu bütçe kısıtı aşağıdaki gibidir:

$$C_0 = Y_0 + B_0 - I_0 - (1 + r_0)B_{-1} \quad (1)$$

Yukarıda (1) numaralı denklemde yer alan C_0 cari tüketimi, Y_0 çıktıyı (hasılayı), B_0 pozitif ya da negatif değer alabilen uluslararası borçlanmayı, I_0 yatırımı, r_0 dünya faiz oranını ve $(1 + r_0)B_{-1}$ ifadesi ise ülkenin dış borcuna karşılık gelen temsili bireyin borcunu göstermektedir.

Dışa açık ekonomilerde dış ticaret açığı (DT_t) milli gelirden tüketim ve yatırım harcamalarının çıkarılmasıyla elde edilen ihracat ve ithalat arasındaki fark olarak ifade edilmektedir.

$$Y_t - C_t - I_t = DT_t \quad (2)$$

(2) numaralı denklem dikkate alınarak (1) numaralı denklem yeniden aşağıdaki gibi yazılır:

$$B_t - B_{t-1} = DT_t \quad (3)$$

Husted (1992), B_t teriminin negatif değerler alması durumunda bir ekonomide dış borçların sürdürülemez olduğunu, tersine B_t teriminin pozitif değerler alması durumunda ise dış bir stoku olmamasına rağmen ekonomide Pareto optimum olmayan kararlar alındığını belirtmiştir. (3) numaralı modelde bazı değişiklikler yapıldıktan sonra aşağıda yer alan nihai modele ulaşılmaktadır:

$$X_t = \alpha + \beta M_t + e_t \quad (4)$$

Yukarıda yer alan (4) numaralı modeldeki X_t ihracatı, M_t ithalatı, α sabit terimi ve e_t ise hatat terimini temsil etmektedir. Husted (1992) tarafından geliştirilen ve cari açığın sürdürülebilirliğini test eden bu denkleme göre, bir ekonominin dönemler arası bütçe kısıtını sağlaması için X_t ve M_t serilerinin uzun dönemde aralarında eşbütünleşme ilişkisi olması gerekmektedir. Eğer $\alpha=0$ ve $\beta = 1$ ise cari açığın sürdürülebilir olduğuna karar verilir. Diğer taraftan X_t ve M_t serileri arasında eşbütünleşme ilişkisi olmasına rağmen eğim katsayısı 1'den küçük ise ($0 < \beta < 1$) cari açığın sürdürülebilirliği zayıf derecededir ve kabul edilebilirdir.

Bu çalışmada, Türkiye’de cari açığın sürdürülebilirliği Husted (1992) tarafından geliştirilen model kullanılarak test edilmiştir. Analize Türkiye’nin 1980-2017 dönemine ait ihracat ve ithalat verileri dahil edilmiş olup, veriler ABD Doları cinsinden tanımlanan yıllık seriler şeklindedir. Söz konusu veriler Türkiye İstatistik Kurumu’nun (TÜİK) veri tabanından alınmıştır. Analiz kapsamında öncelikle X_t ve M_t serileri ayrı ayrı hem yapısal kırılmasız hem de yapısal kırılmalı birim kök testlerine tabi tutulmuştur. Ardından ise eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test etmek için VAR analizi yapılmıştır.

3.1. Birim Kök Testleri

Bu çalışma kapsamında ihracat ve ithalat serilerinin birim kök içerip içermediğinin yani durağan olup olmadığının belirlenebilmesi için yapısal kırılmaları dikkate almayan ADF ve PP birim kök testleri ile yapısal kırılmaları dikkate alan Narayan ve Popp (2010) tarafından geliştirilen iki yapısal kırılmalı birim kök testi söz konusu serilere uygulanmıştır.

ADF ve PP birim kök testlerinin sıfır ve alternatif hipotezi aşağıdaki gibidir:

Ho: Seri birim kök içermektedir (Durağan değildir).

H1: Seri birim kök içermemektedir (Durağandır).

Hesaplanan t istatistiği, kritik değerlerden mutlak anlamda büyük ise Ho hipotezi reddedilir. Yani, serinin durağan olduğuna karar verilir. Eğer hesaplanan t istatistiği kritik değerlerden mutlak anlamda küçük ise Ho hipotezi kabul edilir. Bu durumda serinin durağan olmadığına karar verilir yani seri birim kök içermektedir (Gujarati, 2010: 719).

Türkiye’de cari açığın sürdürülebilirliğinin test edilmesi amacıyla gerçekleştirilecek olan analizlerin ilk basamağında yer alan ADF ve PP birim kök testlerinin sonuçları Tablo 3 aracılığıyla sunulmuştur.

Tablo 3. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Düzey (Trendli)				Birinci fark (Δ) (Trendli)			
	ADF		PP		ADF		PP	
	t istatistiği	P değeri	t istatistiği	P değeri	t istatistiği	P değeri	t istatistiği	P değeri
EXP (ihracat)	-1.641	0.756	-1.587	0.778	-5.611	0.000*	-5.616	0.000*
IMP (ithalat)	-2.051	0.554	-2.058	0.551	-5.929	0.000*	-5.941	0.000*

Not: *: %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri'ne göre belirlenmiştir. Hem düzey hem de birinci farka ait modellere sabit dahil edilerek oluşturulmuştur.

Tablo 3'e göre hem ADF hem de PP birim kök testi sonuçları, EXP ve IMP serilerinin düzeyde durağan olmadıklarını göstermektedir. Yani hem EXP hem de IMP serisi için hesaplanan t istatistikleri Dickey-Fuller tarafından hesaplanan kritik değerlerden küçük olduğundan Ho hipotezi kabul edilmiştir. Bunun anlamı; seriler birim kök içermektedir. Bunun üzerine ilgili serilerin birinci farkları alındığında serilerin durağan hale geldiği yani I (1) oldukları görülmektedir. Özetle, EXP ve IMP serileri birinci farklarında durağandır.

Narayan ve Popp tarafından 2010 yılında iki yapısal kırılmalı yeni bir birim kök testi geliştirilmiştir. Monte Carlo simülasyonlarının kullanıldığı bu test, tipik Dickey-Fuller testidir. Narayan ve Popp (2010), Schmidt ve Phillips'in (1992) kullandığı yöntemi takip ederek öncelikle aşağıdaki denklemlere ulaşmıştır (Narayan, Popp, 2010: 1425-1426).

$$y_t = dt + ut \quad (3)$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\varepsilon_t = \psi^*(L) \varepsilon_t = A^*(L)^{-1} \beta(L) \varepsilon_t \quad (5)$$

Yukarıda yer alan denklemlerdeki y_t zaman serisini, dt deterministik bileşeni ve u_t ise stokastik bileşeni temsil etmektedir. Yazarlar, zaman serilerinde seviyede iki kırılmaya izin veren (Model 1 ya da M1) ve eğimle birlikte seviyede iki kırılmaya izin veren (Model 2 ya da M2) iki farklı spesifikasyon belirlemiştir (Narayan, Popp, 2010: 1426):

$$dt^{M1} = \alpha + \beta t + \psi^*(L) (\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t}) \quad (6)$$

$$dt^{M2} = \alpha + \beta t + \psi^*(L) (\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t} + \gamma_1 DT'_{1,t} + \gamma_2 DT'_{2,t}) \quad (7)$$

$$DU'_{i,t} = 1(t > T'_{B,i}) \quad DT'_{i,t} = 1(t > T'_{B,i}) (t - T'_{B,i})$$

Burada $T'_{B,i}$, $i = 1, 2$ olmak üzere iki kırılma tarihine; γ_i ve θ_i parametreleri ise sırasıyla eğimde ve seviyede kırılmanın derecesini gösterir. (6) ve (7) numaralı denklemlere $\psi^*(L)$ teriminin katılması zamanla kırılmaların daha yavaş olmasını sağlar. Başka bir ifadeyle, serilerin ani şoklara tepki göstermesini ifade eder. (3) ve (7) numaralı denklemlerin birleştirilmesiyle M1 ve M2 için birim kök hipotezinin test edilmesini sağlayacak yapısal modeller türetilir. M1 ve M2 için test eşitlikleri aşağıdaki gibidir (Narayan, Popp, 2010: 1427):

$$Y_t^{M1} = PY_{t-1} + \alpha_1 + \beta^* t + \theta_1 D(T'_{\beta})_{1,t} + \theta_2 D(T'_{\beta})_{2,t} + \delta_1 DU'_{1,t-1} + \delta_2 DU'_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (8)$$

$$Y_t^{M2} = PY_{t-1} + \alpha_1 + \beta^* t + \kappa_1 D(T'_{\beta})_{1,t} + \kappa_2 D(T'_{\beta})_{2,t} + \delta^*_1 DU'_{1,t-1} + \delta^*_2 DU'_{2,t-1} + \gamma^*_1 DT'_{1,t-1} + \gamma^*_2 DU'_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (9)$$

$$\kappa_i = (\theta_i + \gamma_i), \delta^*_i = (\gamma_i - \phi \theta_i) \text{ ve } \gamma^*_i = -\phi \theta_i \quad i = 1, 2$$

Sıfır hipotezin $p=1$ ve alternatif hipotezin $p<1$ olduğu birim kökün varlığını test etmek için eşitlik (8) ve (9)’da ifade edilen t istatistiği (t_p) kullanılmıştır. (8) ve (9) numaralı denklemlerde kırılma tarihlerinin bilinmediği (T'_{β}, i) varsayıldığından $i = 1, 2$ olarak alınır. Kırılma tarihleri grid araştırma yöntemleri ile de seçilebilir. Bu yüzden, potansiyel her kırılma noktalarının kombinasyonları için test regresyonları oluşturulmuştur ve F-istatistikleri kullanılmıştır (Narayan, Popp, 2010: 1427):

$$(\hat{T}_{B,1}, \hat{T}_{B,2}) = \begin{cases} \arg \max_{T_{B,1}, T_{B,2}} F_{\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2}(T_{B,1}, T_{B,2}), & M1 \text{ için} \\ \arg \max_{T_{B,1}, T_{B,2}} F_{\hat{\kappa}_1, \hat{\kappa}_2}(T_{B,1}, T_{B,2}), & M2 \text{ için} \end{cases} \quad (10)$$

Yazarlar alternatif olarak, ardışık prosedür kullanmıştır. İlk adımda, M1 için θ_1 ve M2 için κ_1 kırılma kukla katsayılarının maksimum mutlak t-değerlerine göre belirlenen kırılma araştırılmıştır. M1 için $\theta_2 = \delta_2 = 0$ ve M2 için $\kappa_2 = \delta^*_2 = \gamma^*_2 = 0$ olarak belirlendiğinde aşağıdaki maksimizasyona ulaşılır (Narayan, Popp, 2010: 1428):

$$\hat{T}_{B,1} = \begin{cases} \arg \max_{T_{B,1}} |t_{\hat{\theta}_1}(T_{B,1})|, & M1 \text{ için} \\ \arg \max_{T_{B,1}} |t_{\hat{\kappa}_1}(T_{B,1})|, & M2 \text{ için} \end{cases} \quad (11)$$

Test regresyonunda ilk kırılma $T'_{\beta,1}$ olarak verilirse, ikinci kırılma tarihi $T'_{\beta,2}$ olarak tahmin edilir. M1 için θ_2 ve M2 için κ_2 olmak üzere, t-değeri yeniden maksimize edilirse aşağıdaki sonuçlara ulaşılır:

$$\hat{T}_{B,2} = \begin{cases} \arg \max_{\hat{T}_{B,2}} |t_{\hat{\theta}_2}(\hat{T}_{B,1}, T_{B,2})|, & M1 \text{ için} \\ \arg \max_{\hat{T}_{B,2}} |t_{\hat{\kappa}_2}(\hat{T}_{B,1}, T_{B,2})|, & M2 \text{ için} \end{cases} \quad (12)$$

Narayan ve Popp (2010), optimal gecikme uzunluğunu belirlemek için Hall'un (1994) kullandığı yöntemi takip etmiştir. Buna göre, optimal gecikme uzunluğuna karar verebilmek için genelden özele yaklaşımdan yararlanılır.

Bu çalışmada EXP ve IMP serilerinin durağanlığının araştırılması için uygulanan Narayan ve Popp (2010) birim kök testinin sonuçları Tablo 4'te yer almaktadır. Tabloda her iki seri için hem düzey hem de fark serilerine ait M1 ve M2 test istatistikleri, optimal gecikme sayıları ve kırılma tarihleri verilmiştir.

Tablo 4. Narayan ve Popp (2010) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler		Test İstatistikleri		Optimal Gecikme Uzunluğu		Kırılma Tarihleri	
		M1	M2	k1	k2	M1	M2
Düzy	EXP	-1.751	-0.039	6	5	2003;2008	2003;2008
	IMP	-4.961	2.632	3	6	2006;2008	2000;2008
Birinci Fark (Δ)	ΔEXP	-4.954*	-7.411*	8	4	2002;2004	2001;2004
	ΔIMP	-5.257*	-6.164*	8	8	1999;2002	1999;2002

Not: *: %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Kritik değerler Narayan ve Popp (2010) Tablo 3'ten elde edilmiştir.

Narayan ve Popp iki yapısal kırılmalı birim kök testinin sıfır ve alternatif hipotezi aşağıdaki gibidir:

Ho: Seri birim kök içermektedir (Durağan değildir).

H1: Seri birim kök içermemektedir (Durağandır).

Birim kök analizi sonucunda elde edilen M1 ve M2 test istatistikleri Narayan ve Popp tarafından hesaplanan kritik değerlerle karşılaştırılmıştır. Eğer M1 ve M2 test istatistikleri kritik değerlerden mutlak anlamda büyük ise Ho hipotezi reddedilir, yani seri durağandır. Aksine M1 ve M2 test istatistikleri kritik değerlerden küçük ise Ho hipotezi kabul edilir, yani seri durağan değildir. Analizden elde edilen sonuçlar, EXP ve IMP serilerinin hem trendli hem trendsiz modeller açısından düzeyde durağan olmadıklarını göstermiştir. Serilerin birinci farkları alınarak analiz tekrar edildiğinde ise serilerin %5 anlamlılık düzeyinde durağan yani I (1) oldukları tespit edilmiştir. Bu sonuçlar her iki model (trendli ve trendsiz) için de geçerlidir.

ADF, PP ve Narayan-Popp birim kök testlerinin sonuçları birbiri ile tutarlı olup, üç birim kök testine göre hem EXP hem de IMP serisi düzeyde durağan olmayıp birinci farklarında durağan hale gelmiştir (I(1)). Yani her iki seride aynı dereceden durağandır. Durağanlık analizi ile yapısal kırılmaların tespit edildiği için yıllar için kukla (dummy) değişken oluşturularak VAR modeli tahmin edilmiştir.

3.2. Vektör Otoregresif (VAR) Modeller

Vektör Otoregresif Modelin (VAR) modelleri, değişkenler arasındaki dinamik ilişkinin herhangi bir kısıtlamaya ihtiyaç duyulmadan eş anlı olarak analiz edilmesine olanak sağlamaktadır (Keating, 1990: 453-454). İki değişkenli standart VAR modeli, şu şekildedir (Kumar vd., 1995: 365).

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} x_{t-i} + v_{1t} \quad (13)$$

$$x_t = c_1 + \sum_{i=1}^p d_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{2i} x_{t-i} + v_{2t} \quad (14)$$

VAR modelinde hatalar hem kendi gecikme değerleri hem de diğer değişkenlerin gecikme değerleriyle ilişkisizdir varsayımı geçerlidir. Bu varsayım, hem otokorelasyon hem de değişkenler arasındaki eşanlılık sorununu ortadan kaldırmaktadır. Bu sayede de her bir denklem, klasik en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilebilmektedir (Özgen, Güloğlu, 2004: 96).

VAR modeli tahmininin sağlıklı olarak yapılabilmesi için öncelikle optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Literatürde gecikme uzunluğunu belirlemede sıklıkla Akaike bilgi kriteri (AIC), Schwarz bilgi kriteri (SC), Hann Quin bilgi kriteri (HQ) ve Son Tahmin Hatası kriteri (FPE) kullanılmaktadır (Enders, 199: 315). Çalışmada belirtilen kriterlere ait sonuçlar, Tablo 5’te yer almaktadır.

Tablo 5. Optimal Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme Uzunluğu	Bilgi Kriterleri				
	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	2.45e+28	73.88408	74.01876	73.93001
1	117.1941	8.41e+26	70.50702	71.04574*	70.69074
2	16.27130	7.93e+26	70.43379	71.37654	70.75530
3	11.64849	8.59e+26	70.47785	71.82464	70.93714
4	33.76791*	3.13e+26*	69.39927*	71.15009	69.99635*

Tablo 5'teki değerler dikkate alındığında; optimal gecikme uzunluğunun 4 olduğuna karar verilmiştir. Daha sonra modelde White testi ile değişen varyans (p-değeri 0.084 > 0.05), Breusch-Godfrey testi ile otokorelasyon sorununun olmadığı (p-değeri 0.205 > 0.05) ve Jarque Bera testi ile de hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu (p-değeri 0.063 > 0.05) tespit edilmiştir.

Optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Johansen (1991) Eşbütünleşme yaklaşımı ile test edilmiştir. Johansen yaklaşımı, p. dereceden vektör otoregresif sürece sahip bir VAR modelidir. Model şu şekilde ifade edilmektedir.

$$Y_t = \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + B X_t + u_t \quad (15)$$

Johansen Eşbütünleşme analizinin yapılabilmesi için modelde yer alan her iki değişkenin de birinci derece durağan yani I(1) olması gerekmektedir. Bu durum dikkate alınarak model yeniden düzenlendiğinde;

$$\Delta Y_t = \pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \tau_i \Delta Y_{t-i} + B X_t + v_t \quad (16)$$

haline gelmektedir. Bu şekilde hem Y_t hem de X_t değişkenlerinin birinci farkları modelde yer almıştır.

Çalışmada birim kök testleri neticesinde X ve M değişkenlerinin I(1) düzeyinde durağan olduğunun belirlenmesi nedeniyle p. dereceden vektör otoregresif VAR modeli olan Johansen eşbütünleşme analizinin uygulanması uygun bulunmuştur. Değişkenler arasındaki eş bütünleşmenin belirlenmesine yönelik sıfır ve alternatif hipotez şu şekildedir,

$H_0: r=0$, Eş bütünleşme ilişkisi yoktur.

$H_1: r \leq 1$, Eş bütünleşme ilişkisi vardır.

Eşbütünleşmenin varlığını tespiti etmeye yönelik hipotezler Johansen Eşbütünleşme modeli kapsamında trace ve max-eigenvalue istatistikleriyle sınanmaktadır. Burada eşbütünleşme vektörü (r) varlığı dikkate alınmaktadır. Çalışmaya ait trace ve max-eigenvalue sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 6. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Hipotez	Trace İstatistiği	Kritik Değer (%5)	Olasılık Değeri (%5)	Max-Eigenvalue İstatistiği	Kritik Değer (%5)	Olasılık Değeri (%5)
$r=0$ Yok*	51.385	229.797	0.000	37.183	21.131	0.000
$r \leq 1$ En az 1	14.201	15.494	0.077	9.089	14.264	0.278
$r \leq 2$ En az 2*	5.111	3.841	0.023	5.111	3.841	0.023

Tablo 6’da yer alan sonuçlar dikkate alındığında, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden ($r=0$) sıfır hipotezi hem trace hem de max-eigenvalue istatistik değerlerinin kritik değerlerden büyük olması nedeniyle reddedilir. Yani, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğuna karar verilir. Bu sonuca göre, ihracat ve ithalat arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır ve söz konusu iki değişken uzun dönemde birlikte hareket etme eğilimi içindedir.

Johansen eşbütünleşme testinden elde edilen sonuçlar, Husted (1992) modeli açısından değerlendirildiğinde, Türkiye’nin ilgili dönemde cari açığının sürdürülebilir nitelikte olduğunu işaret etmektedir. Sürdürülebilirliğin derecesinin ne olduğu ise uzun dönem katsayıları ile anlaşılabilir. Uzun dönem eşbütünleşme denklemine ilişkin bilgiler Tablo 7’de yer almaktadır.

Tablo 7. Eşbütünleşme Denklemi

	EXP	IMP	DUMMY
Normalleştirilmiş Eşbütünleşme Katsayıları	1.0000	-0.6468 (0.0081)	24052639 (4577796)
Uyarılama Hızları Katsayıları	0.5537 (0.5894)	2.0480 (1.0862)	-5.94E-08 (2.6E-08)

Not: Parantez içindeki değerler, standart hataları göstermektedir. Tablo 7 dikkate alındığında elde edilen eşbütünleşme denklemi şu şekildedir.

$$EXP = -0.6468 IMP + 24052639 DUMMY \quad (17)$$

Eşbütünleşme katsayısı olarak ifade edilen ithalatın katsayısının -0.6468 olması, ithalatın belli bir kısmının ihracat tarafından karşılanabilir olduğunu ifade etmektedir. Eşbütünleşme katsayısının 1’den küçük olması, sürdürülebilirlik gücünün zayıf olduğunu göstermektedir (Peker, 2009:170). Bu doğrultuda, Türkiye’nin cari işlemler açığının zayıf bir sürdürülebilirliğe sahip olduğu anlaşılmaktadır. Optimal

gecikme uzunluğunun 4 olarak belirlendiği ve eşbütünleşme ilişkisinin tespit edildiği serilere ilişkin VAR modeli ise EK 1’de yer almaktadır.

Eşbütünleşme ilişkisinin elde edilmesinden sonraki aşamada; değişkenlere ait uzun dönem denklemi FMOLS yöntemi ile tahmin edilmiştir. Elde edilen uzun döneme ait denklem aşağıda yer almaktadır.

$$EXP = -121706.7 + 0.653870 IMP - 3310748 DUMMY \quad (18)$$

Yukarıda yer alan 18 numaralı uzun dönem modeline ait R^2 ve düzeltilmiş R^2 değerleri yaklaşık olarak %98 hesaplanmış ve modelde yer alan katsayılar ise %5 düzeyinde anlamlı çıkmıştır.

3.3. Vektör Hata Düzeltme (VECM) Modeli

VECM modeli sayesinde kısa dönemde değişkenlerde meydana gelen istikrarsızlık, hata düzeltme mekanizması ile uzun dönemde istikrarlı hale gelir. Kısaca uzun dönem denge tekrar sağlanır (Gujarati, 1999: 713-726). İki değişkenli VEC modeli şu şekildedir:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta Y_{t-i} + \phi_1 ECT_{t-1} + u_{1t} \quad (19)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta X_{t-i} + \phi_2 ECT_{t-1} + u_{2t} \quad (20)$$

Formüllerde yer alan ECT (Error Correction Term), hata düzeltme terimini, p ise optimum gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. ECT katsayısının (ϕ), negatif ve istatistiki olarak anlamlı olması, kısa dönem denge meydana gelen sapmaların, uzun dönemde ortadan kalkarak tekrar istikrarlı dengenin oluşacağını göstermektedir (Göçer, 2013: 228). Diğer bir ifadeyle, ϕ uzun dönem denge değerine yakınsama hızıdır (Göçer, 2013: 236).

Bu çalışmada VEC modeline ait elde edilen tahmin sonuçları Tablo 8’de yer almaktadır.

Tablo 8. VEC Modelinin Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	t istatistiği
D(X(-1))	0.374318	1.137158
D(X(-2))	0.728392	2.559508
D(X(-3))	0.145657	0.930242
D(M)	0.475743	11.66865
D(M(-1))	-0.141998	-0.781397
D(M(-2))	-0.339007	-2.089746
D(M(-3))	-0.246730	-2.381417
DUMMY	-824718.2	-0.317314
ECT(-1)	-0.716471	-2.398588
C	637900.8	0.683023
$R^2 = 0.89$ $Adj R^2 = 0.85$ $F_{ist} = 23.31$ $prob (F_{ist}) = 0.000$		

Tablo 8’e göre; VEC modelinde hata düzeltme teriminin (ECT_{t-1}) katsayısının negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Buna göre, modelde kısa dönemde meydana gelen sapmaların 0.71’lik kısmı bir sonraki dönemde ortadan kalkacaktır. Başka bir ifadeyle, uzun dönem denge değerine hızlı bir şekilde yakınsayacaktır.

3.4. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Toda-Yamamoto (1995) testi düzeyde durağan olmayan seriler için yapılması öngörülen nedensellik testlerinden birisidir. Bu testin yapılabilmesi için gecikme uzunluğunun (p) ve en yüksek bütünleşme derecesinin ($dmax$) belirlenmesi gerekmektedir (Doğan, 2017: 24). Söz konusu nedensellik testinde tahmin edilen denklemler aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p+dmax} \alpha_{1i} + \sum_{i=1}^{p+dmax} \alpha_{2i} + u_t \quad (21)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p+dmax} \beta_{1i} + \sum_{i=1}^{p+dmax} \beta_{2i} + v_t \quad (22)$$

Yukarıdaki denklemlerden Y’nin bağımlı değişken olduğu durum dikkate alındığında nedensellik analizi kapsamında test edilecek olan hipotezler şu şekildedir;

H_0 : Y’den X’e doğru nedensellik ilişkisi yoktur.

H_1 : Y’den X’e doğru nedensellik ilişkisi vardır.

Tablo 5’te elde edilen sonuçlara göre; optimal gecikme uzunluğuna bağlı olarak “p” gecikme sayısının 4 olduğuna ve birim kök testleri sonucunda serilerin I(1)

seviyesinde durağan olması sebebiyle serilerin en yüksek entegre olma derecesinin $dmax=1$ olduğuna karar verilmiştir. Bu doğrultuda, Toda-Yamamoto nedensellik analizi için gerekli olan $p+ dmax$ seviyesi 5 olarak belirlenmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testine ait sonuçlar Tablo 9’da yer almaktadır.

Tablo 9. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Karar
EXP → IMP	17.683	0.001	EXP’ den IMP’ye %5 anlamlılık seviyesinde nedensellik ilişkisi mevcuttur.
IMP → EXP	9.244	0.055	IMP’ den EXP’ye %10 anlamlılık seviyesinde nedensellik ilişkisi mevcuttur.

F istatistikleri ve olasılık değerleri dikkate alındığında, H_0 hipotezleri reddedilir. Yani, ihracattan ithalata ve ithalattan ihracata doğru nedensellik ilişkisi vardır. Diğer bir ifadeyle; ihracat ve ithalat arasına çift yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur.

SONUÇ

Makro istikrarın temel unsurlarından olan dış dengenin sağlanması, ödemeler bilançosunun önemli kalemlerinden birisi olan cari işlemler dengesi ile ifade edilir. Bu doğrultuda cari işlemler dengesinin sağlanamadığı durum olan cari işlemler açığının mevcudiyeti, boyutu ve sürdürülebilirliği önemli bir konu haline gelmektedir. Cari işlemler açığı kısaca, cari işlemler hesabının gider kalemlerinin gelir kalemlerinden fazla olması durumudur. Cari işlemler açığının sürdürülebilirliği hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülke ekonomilerinin istikrarı açısından önemlidir.

Çalışmada 24 Ocak 1980 Kararları ile dışa açık ekonomi modelini benimseyen Türkiye’nin cari işlemler açığı sürdürülebilirliği incelenmiştir. Sürdürülebilirliğin test edilmesinde Husted (1992) tarafından geliştirilen model kullanılmıştır. Modelde, Türkiye’nin 1980-2017 yıllarını kapsayan dönemdeki ihracat ve ithalat verileri kullanılarak, yapısal kırılmasız ve kırılmalı birim kök testleri, eşbütünleşme ve nedensellikleri analizleri yapılmıştır. ADF, Phillips-Perron ve Narayan ve Popp’un İki Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi sonuçlarına göre Türkiye’nin belirlenen dönemdeki ihracat ve ithalat değişkenlerinin birinci derece durağan olduğunun belirlenmesinin ardından VAR analizinin p. dereceden vektör otoregresifi olarak tanımlanan Johansen Eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Bunu takiben ise, değişkenler arasındaki nedensellik Toda-Yamamoto Nedensellik Testi araştırılmıştır.

Toda-Yamamoto nedensellik analizi sonucunda, Türkiye’nin ihracat ve ithalatı arasında 1980-2017 yıllarını kapsayan dönemde çift taraflı nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Aynı dönem için yapılan Johansen Eşbütünleşme analizi neticesinde Türkiye’nin eşbütünleşme katsayısının 0.6468 olduğu belirlenmiştir. Katsayının 1’den küçük olması, Husted modeline göre değişkenler arasındaki sürdürülebilirliğin zayıf olduğunu işaret etmektedir. Bu durumda da Türkiye’nin analize konu olan dönemdeki cari işlemler açığının zayıf düzeyde sürdürülebilir olduğunu göstermektedir. Bu sonuç, Türkiye’nin cari işlemler dengesinde meydana gelen özellikle ekonomik krizlerin yol açtığı dalgalanmaları desteklemektedir. Eş bütünleşme analizi akabinde yapılan VEC modeli sonuçları ise, Türkiye’nin kısa dönem dengede meydana gelen sapmalarının uzun dönemde düzelerek yeniden istikrarlı dengeye ulaşacağını ifade etmektedir.

Çalışmada elde edilen sonuçlar, literatürde yer alan Peker (2009), Göçer (2013), Açıkgöz ve Akçağlayan (2014), Altunöz (2014), Murat vd. (2014) ve Akçayır ve Albeni (2016)’nin çalışmalarını destekler niteliktedir. Türkiye ile benzer gelişmişlik düzeyine sahip ülkelerdeki cari açığın sürdürülebilirliğinin test edilmesi ve karşılaştırmalı olarak analiz edilmesi literatüre katkı sağlayacaktır.

KAYNAKÇA

- Açıkgöz, Ş., A. Akçağlayan (2014), “Türkiye’de Cari İşlemler Açığının Sürdürülebilirliği”, *Ege Akademik Bakış*, 13(1), 83-97.
- Akçayır, Ö., M. Albeni (2016), “Türkiye’de Kronikleşen Cari Açıkların Sürdürülebilirlik Analizi”, *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 4(3), 35-62.
- Altunöz, U. (2014), “Cari Açık Sorununun Temel Nedenleri ve Sürdürülebilirliği: Türkiye Örneği”, *İGÜSBD*, 1(2), 115-132.
- Apergis, N., K.P. Katrakilidis, N. M. Tabakis (2000), “Current Account Deficit Sustainability: The Case of Greece”, *Applied Economics Letters*, 7, 599-603.
- Arize, C.A. (2002), “Imports and in 50 Countries Tests of Cointegrationa Structural Breaks”, *International Review of Economics and Finance*, 11, 101-115.
- Baharumshaha, A.Z., E. Laua, S.Fountasb, (2003), “On the Sustainability of Current Account Deficits: Evidence from Four ASEAN Countries”, *Journal of Asian Economics*, 14, 465-487.
- Barışık, S., H. Çetinbaş (2006), “Türkiye’de Cari Açıkların Sürdürülebilirliği: (1987-2003 Yapısal Kırılma Modeli)”, *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1), 1-16.
- Berke, B. (2009), “Türkiye’de Cari Açığın Sürdürülebilirliği: Parçalı Eşbütünleşme Analizi”, *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, (18), 117-145.

- Bilgili, F, R. Düzgün, E. Uğurlu (2007), “Büyüme, Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları ve Yurtiçi Yatırımlar Arasındaki Etkileşim”, *Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 23(2), 127-151.
- Bozkurt, H. (2007), *Zaman Serileri Analizi*, 1. Baskı, Bursa: Ekin Kitabevi.
- Chen, S. (2011), “Current Account Deficits and Sustainability: Evidence from the OECD Countries”, *Economic Modelling*, 28, 1455-1464.
- Dickey, D.A., W.A. Fuller (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.
- Dickey, D.A., W.A. Fuller (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit”, *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.
- Doğan, B. (2017), “Ekonomik Küreselleşme ve Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi”, *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 54(628), 19-27.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York: Wiley & Sons, Inc.
- Ghosh, A.R., J.D. Ostry (1995), “The Current Account in Developing Countries: A Perspective from the Consumption-Smoothing Approach”, *The World Bank Economic Review*, 9(2), 305-333.
- Göçer, İ. (2013), “Türkiye’de Cari Açığın Nedenleri, Finansman Kalitesi ve Sürdürülebilirliği: Ekonometrik Bir Analiz”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(1), 213-242.
- Gujarati, D.N. (2010), *Temel Ekonometri*. (Çev. Ü. Şenese, G. G. Şenese), 7. Baskı, İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Hall, A. (1994), “Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-based Model Selection”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(4), 461-470.
- Holmes, M.J., T. Panagiotidis, A. Sharma, (2011), “The Sustainability of India's Current Account”, *Applied Economics*, 43(2), 219-229.
- Husted, S. (1992), “The Emerging U.S. Current Account Deficit in the 1980s: A Cointegration Analysis”, *The Review of Economics & Statistics*, 74, 159-166.
- Ilkkan-Özgür, M. (2015), “Cari İşlemler Açığı ve Sürdürülebilirlik: Türkiye Örneği”, *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 19(2), 351-362.
- İnsel, A., F. Kayıkcı (2012), “Evaluation of Sustainability of Current Account Deficits in Turkey”, *Modern Economy*, 3, 43-50.
- Johansen, S. (1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59(6), 1551–1580.
- Keating, J.W. (1990), “Identifying VAR Models Under Rational Expectations”, *Journal of Monetary Economics*, 25, 453-454.
- Kumar, V., R.P. Leona, J.N. Gasking (1995), “Aggregate and Disaggregate Sector Fore-casting Using Consumer Confidence Measures”, *International Journal of Forecasting*, 11(3), 361-377.

- Matsubayashi, Y. (2005), “Are US Current Account Deficits Unsustainable? Testing for the Private and Government Intertemporal Budget Constraints”, *Japan and the World Economy*, 17, 223-237.
- Milesi-Ferretti, G.M., A. Razin (1996a), Current-Account Sustainability, *Princeton Studies in International Finance*, No. 81, October.
- Milesi-Ferretti, G.M., A. Razin (1996b), Current-Account Sustainability: Selected East Asian and Latin American Experiences, NBER Working Paper Series No. 5791, October.
- Murat, S., E.H. Hobikoğlu, L. Dalyancı (2014), “Structure and Sustainability of Current Account Deficit in Turkish Economy”, *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 150, 977-984.
- Narayan, P.K., S. Popp (2010), “A New Unit Root Test with Two Structural Breaks in Level and Slope at Unknown Time”, *Journal of Applied Statistics*, 37(9), 1425-1438.
- Özgen, F.B., B. Güloğlu (2004), “Türkiye’de İç borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniğiyle Analizi”, *METU Studies in Development*, 31, 93-114.
- Peker, Ö. (2009), “Türkiye’deki Cari Açık Sürdürülebilir mi?”, *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(1), 164-174.
- Phillips, P.C.B., P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Raybaudi, M., M. Sola, F. Spagnolo (2004), “Red Signals: Current Account Deficits and Sustainability”, *Economics Letters*, 84, 217-223.
- Schmidt, P., P. Phillips (1992), “LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 257-87.
- Sevüktekin, M., M. Nargeleçekenler (2010), *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: Eviews Uygulamalı (Geliştirilmiş 3. Basım)*, Ankara: Nobel Yayıncılık.
- Seyidoğlu, H. (2013), *Uluslararası İktisat: Teori, Politika ve Uygulama (Geliştirilmiş 19. Baskı)*, İstanbul: Güzem Can Yayıncılık.
- Şahbaz, A. (2011), “Cari İşlemler Açıklarının Sürdürülebilirliği: 2001-2011 Türkiye Örneği”, *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 20(3), 417-432.
- TCMB (2018), “Elektronik Veri Dağıtım Sistemi”, <https://evds2.tcmb.gov.tr/>, E.T.: 20.07.2018.
- Toda, H.Y., T. Yamamoto (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes”, *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Turan, Z., D. Barak (2016), “Türkiye’de Cari İşlemler Açığının Sürdürülebilirliği”, *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 4(2), 70-80.
- World Bank (2018), “World Bank National Accounts Data”, <https://data.worldbank.org/indicator/>, E.T.: 25.01.2019.
- Wu, J.S. Chen, H. Lee (2001), “Are Current Account Deficits Sustainable? Evidence from Panel Cointegration”, *Economics Letters*, 72(3), 219-224.
- Yamak, R., A. Korkmaz (2007), “Türk Cari İşlemler Açığı Sürdürülebilir Mi? Ekonometrik Bir Yaklaşım”, *Bankacılar Dergisi*, 60, 17-32.
- Yayar, R., Y. Demir (2014), “Türkiye’de Sürdürülebilir Cari Açık”, *Yakın Doğu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(1), 118-148.
- Yücel, Y., R. Yanar (2005), “Türkiye’de Cari İşlem Açıkları Sürdürülebilir mi? Zaman Serileri Perspektifinden Bir Bakış”, *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14(2), 483-492.

EK:**EK 1: VAR Modeli**

	EXP	IMP	DUMMY
EXP (-1)	0.979958	0.813932	7.83E-09
	(0.40117)	(0.75487)	(1.7E-08)
	[2.44275]	[1.07824]	[0.45154]
EXP (-2)	0.170721	-0.396684	1.37E-08
	(0.47760)	(0.89869)	(2.1E-08)
	[0.35745]	[-0.44140]	[0.66515]
EXP (-3)	0.498825	2.330848	-5.19E-09
	(0.41456)	(0.78007)	(1.8E-08)
	[1.20326]	[2.98800]	[-0.28965]
EXP (-4)	0.671039	1.390776	-1.12E-08
	(0.32585)	(0.61315)	(1.4E-08)
	[2.05933]	[2.26825]	[-0.79653]
IMP (-1)	0.242550	0.763328	2.74E-09
	(0.17064)	(0.32109)	(7.4E-09)
	[1.42142]	[2.37732]	[0.37217]
IMP (-2)	-0.636574	-0.824664	-1.01E-08
	(0.19927)	(0.37496)	(8.6E-09)
	[-3.19452]	[-2.19933]	[-1.17170]
IMP (-3)	0.154649	0.070645	-1.12E-09
	(0.25795)	(0.48538)	(1.1E-08)
	[0.59952]	[0.14555]	[-0.10025]
IMP (-4)	-0.586648	-1.660935	4.99E-09
	(0.19659)	(0.36992)	(8.5E-09)
	[-2.98407]	[-4.48994]	[0.58730]
DUMMY (-1)	-1749232.	-10657010	-0.248609
	(4966957)	(9346193)	(0.21464)
	[-0.35217]	[-1.14025]	[-1.15828]
DUMMY (-2)	14227590	21399323	0.325239
	(4951037)	(9316237)	(0.21395)
	[2.87366]	[2.29699]	[1.52017]
DUMMY (-3)	-17199748	-25779961	-0.204143
	(5809963)	(1.1E+07)	(0.25107)
	[-2.96039]	[-2.35811]	[-0.81311]
DUMMY (-4)	14768527	36870818	-0.305767
	(7086370)	(1.3E+07)	(0.30622)
	[2.08407]	[2.76512]	[-0.99851]
C	2477923.	5450323.	0.035475
	(1829078)	(3441728)	(0.07904)
	[1.35474]	[1.58360]	[0.44882]
R ²	0.989929	0.985170	0.295340
Düzeltilmiş R ²	0.984175	0.976695	-0.107323
F İstatistiği	172.0238	116.2521	0.733466

Parantez içerisinde yer alan değerler standart hataları, köşeli parantez içerisinde yer alan değerler ise t istatistiklerini göstermektedir.