

Türkiye’de Cari İşlemler Açığının Sürdürülebilirliği

Sustainability of Current Account Deficit in Turkey

Şenay AÇIKGÖZ¹, Anıl AKÇAĞLAYAN²

ÖZET

Bu çalışmada 1992:Q1-2011:Q3 dönemi için Türkiye’de cari işlemler açığının sürdürülebilirliği ihracat ve ithalat arasındaki uzun dönemli ilişkiden hareketle incelenmiştir. Engle ve Granger (1987) ile Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran ve diğerleri (2001) yöntemleri ihracat ve ithalat arasındaki uzun dönemli ilişkiyi belirlemek üzere kullanılmıştır. Çalışmanın bulguları ihracat ile ithalat arasında uzun dönemli denge ilişkisi bulunduğu ve sürdürülebilirliğin zayıf formda olduğuna işaret etmiştir.

Anahtar Kelimeler: Cari işlemler açığının sürdürülebilirliği, yapısal kırılma, eştümleşme

ABSTRACT

In this paper, sustainability of current account deficit in Turkey is investigated by considering the long-run relationship between export and import for the period 1992:Q1-2011:Q3. Engle and Granger (1987) and Pesaran and Shin (1999) and Pesaran et al. (2001) are used to determine the long-run relationship between export and import. According to the results, although there is a long-run relationship between export and import, current account deficit are sustainable in the weak form.

Keywords: Sustainability of current account deficit, structural break, cointegration

1. GİRİŞ

Ekonominin temel göstergelerinden olan cari işlemler dengesi Türkiye’de 1990’lı ve 2000’li yılların büyük bölümünde açık vermiştir. 2008 küresel krizi sonrasında azalmaya başlayan açık 2011 yılının üçüncü çeyreğinde 77 milyar ABD doları ile tarihsel olarak en yüksek düzeye ulaşmıştır.¹ Ekonomide kırılganlığı artıran cari açığın sürdürülebilirliği üzerine tartışmalar artarak devam etmektedir.

Bu çalışmada Türkiye’de cari işlemler açığının sürdürülebilirliği zamanlararası bütçe kısıtını temel alan yaklaşım ile incelenmiştir (Hakkio ve Rush (1991), Trehan ve Walsh (1991)). Bu yaklaşıma göre, ekonominin uzun dönemli bütçe kısıtı, yurtiçi tasarruf ve yatırımlar üzerinde ciddi bir geri besleme olmaksızın ve bütçe açıklarında ciddi bir değişikliğe yol açmaksızın sağlanabildiğinde cari işlemler açıkları sürdürülebilirdir. Sürdürülebilirlik zayıf ve güçlü olmak üzere sınıflandırıldığında, (ihracat ve ithalat arasındaki) uzun dönemli denge ilişkisi bire eşit bir eğim katsayısı ile söz konusu ise güçlü sürdürülebilirlikten söz edilmektedir. Buna karşın sıfır ile bir arasında değişen bir eğim katsayısı uzun dönemli bir denge ilişkisi ile birlikte elde edildiğinde zayıf formda bir sürdürülebilirlik söz konusudur. Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde cari açıkların sürdürülebilirliği – diğer çalışmalardan farklı olarak (bakınız 3. bölüm) – daha geniş bir zaman dönemi için Engle ve Granger (1987) eştümleşme sınavının yanında

Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran ve diğerleri (2001) çalışmalarına dayanan sınır sınavı ile incelenmiştir. Ayrıca Türkiye’de cari işlemler dengesinin zaman içindeki gelişiminin incelendiği bir sonraki bölümden de görüleceği üzere konu önemini korumaktadır. Bu nedenle daha güncel bir veri seti ile konunun ampirik olarak incelenmesi karar alıcıya yol gösterici niteliktedir.

Çalışmanın ikinci bölümü Türkiye’de cari işlemler açığının gelişimi, kaynakları ve finansmanını kapsamaktadır. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde cari işlemler açıklarının sürdürülebilirliğini inceleyen uygulamalı çalışmalar üçüncü bölümde özetlendikten sonra bu çalışmada temel alınan teorik modele dördüncü bölümde yer verilmiştir. Veri seti, durağanlık ve eştümleşme sınavlarının bulgularının beşinci bölümde verildiği çalışma sonuç bölümüyle sonlandırılmıştır.

2. TÜRKİYE’DE CARI İŞLEMLER AÇIKLARININ GELİŞİMİ (1992-2012)

Son yirmi yılda Türkiye’de cari işlemlerin açık verdiği dönemlerin sayısı fazla verdiği dönemlerin sayısından daha fazladır. Şekil 1’de de görüldüğü gibi Türkiye’de cari işlemler açıklarının temel belirleyicisi olan dış ticaret dengesi son yirmi yıldır hep açık vermiştir. Dönemin tümünde açık vermekle birlikte kriz sonrası dönemlerde, yerli paranın değer kaybetmesi

¹ Doç. Dr., Gazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, asenay@gazi.edu.tr

² Yrd. Doç. Dr., Ankara Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi, İktisat Bölümü, gokkus@politics.ankara.edu.tr

ve büyüme oranlarındaki düşüşün etkisi ile dış ticaret açıkları ve buna bağlı olarak da cari işlemler açıklarının azaldığı ve ekonominin görece olarak hızlı büyüdüğü dönemlerde ise açıkların arttığı gözlemlenmektedir.²

Son yirmi yılda gelirler kaleminin cari işlemler dengesine katkısı negatif iken, hizmetlerin ve cari transferlerin cari işlemlere katkısı tahmin dönemi süresince pozitif olmuştur. Son yıllarda cari işlemler açıklarının miktarı ve gelire oranı artarken ihracat ve ithalatın belirli ürün ve ülkelerde yoğunlaştığı, bu açıkların finansmanında kısa vadeli sermaye girişinin payının arttığı görülmektedir. Bir diğer gözlem ise bu açıkların ağırlıklı olarak tüketim harcamalarından değil yatırım harcamalarından kaynaklandığıdır.

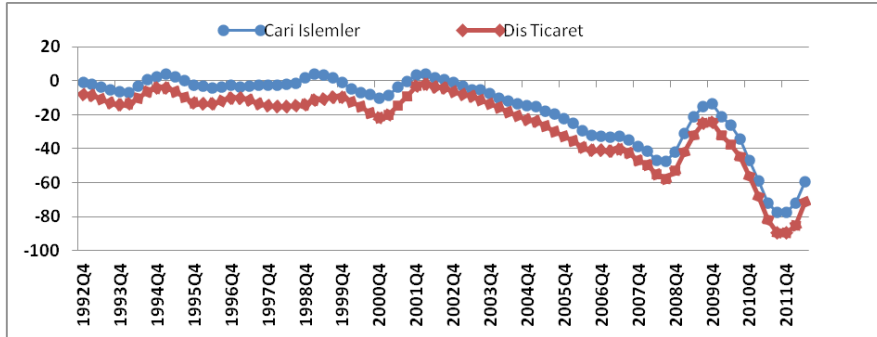
Merkez Bankası'nın yayınladığı Ödemeler Dengesi Raporları'na göre 2005-2012 döneminde ihracatta en büyük payı Avrupa Birliği (AB) ülkelerine yapılan ihracat almaktadır. AB ülkelerine yapılan ihracatın toplam ihracat içindeki payı 2006'da yüzde 58 iken bu pay 2011 yılında yüzde 46'ya gerilemiştir. İhracat içindeki payı en yüksek olan ülkeler Almanya, İngiltere, İtalya, ABD, Fransa ve İspanya'dır. İhracattaki önemli fasıllar giyim eşyası (yüzde 10-13), motorlu kara taşıtları (yüzde 10-17), tekstil (yüzde 8-11), ana metal (yüzde

10-25) ile gıda ve içecektir (yüzde 5-6). Bu dönemde sermaye malları, ara malları ve tüketim mallarının toplam ihracat içindeki oranları sırasıyla yüzde 10-14, yüzde 43-54 ve yüzde 36-44 arasındadır.

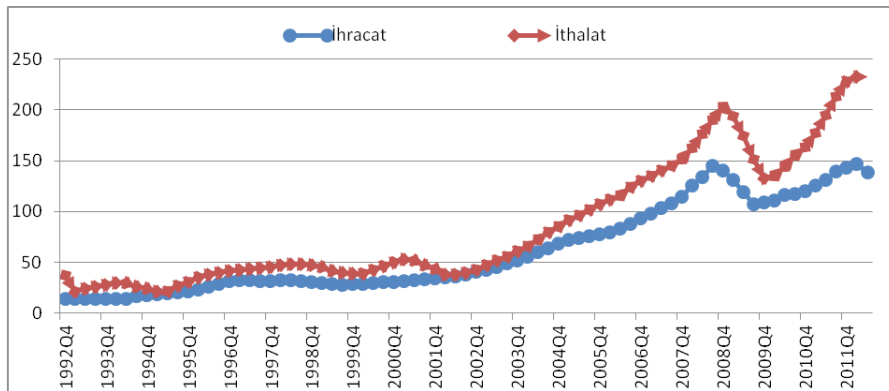
İhracat gibi ithalat da belirli ürünlerde ve ülkelerde yoğunlaşmıştır. Son yedi yılda ara mallarının ithalat içindeki oranı yüzde 70-75, sermaye mallarının yüzde 10-16 ve tüketim mallarının yüzde 10-14 civarındadır. İthalattaki önemli fasılların ithalattan aldıkları pay ise ham petrol ve doğalgaz (yüzde 14 - 16), kimyasal madde (yüzde 14-15), ana metal sanayi (yüzde 9-14), makine ve teçhizat (yüzde 9-10), motorlu kara taşıtları (yüzde 7-10). İthalattan en yüksek payı alan ülkeler Rusya, Almanya, Çin, İtalya, ABD ve Fransa'dır.

İthalat ve ihracatın belli ürün ve ülkelerde yoğunlaşmasının sonucu olarak ithalat ve ihracat fiyatlarındaki beklenmedik değişimler veya ihracat pazarındaki ekonomik durgunluk dış ticaret gelir ve giderlerinde aşırı dalgalanmalara neden olabilmektedir. Örneğin 2002 başında 20 ABD doları olan ham petrol fiyatlarının 2008 başında 95 dolara çıkması ithalat harcamalarında yüksek oranlı artışlara neden olmuştur.

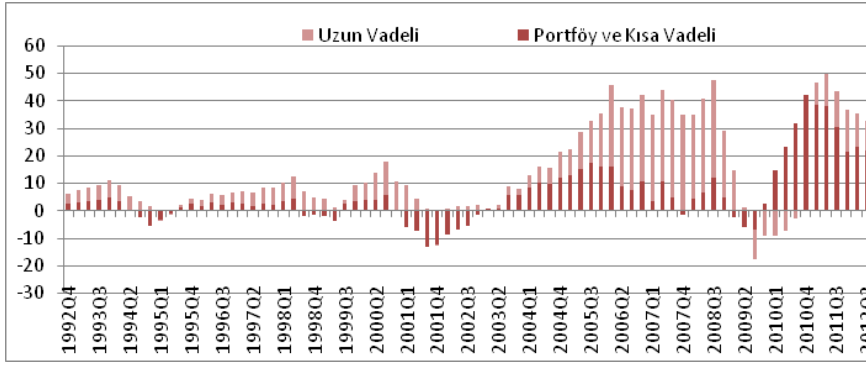
Ekonomideki yarattığı kırılganlık açısından cari işlemler açıklarının nasıl finanse edildiği de önemlidir.



Şekil 1: Dış Ticaret ve Cari İşlemler Dengesi (Yıllıklandırılmış, Milyar ABD Doları)
(Kaynak: www.tcmb.gov.tr)



Şekil 2: İhracat ve İthalat (Yıllıklandırılmış, Milyar ABD Doları)
(Kaynak: www.tcmb.gov.tr)



Şekil 3: Cari İşlemlerin Finansmanı (yıllıklandırılmış, milyar ABD doları)

(Kaynak: www.tcmb.gov.tr)

2008 krizi sonrasında hem cari işlemler açıklarının finansmanında kısa vadeli ve portföy yatırımları ağırlık kazanmış hem de cari işlemler açıklarından daha az sermaye girişi olmuştur.³ Şekil 3'te 2008 Krizi öncesinde cari işlemler açıklarının büyük oranda uzun vadeli sermaye girişi ağırlıklı olmak üzere finanse edildiği görülmektedir. 2005 yılında yapılan özelleştirmeler ile artan doğrudan yabancı sermaye girişleri 2006 ve 2007 yılında da yüksek seyrini sürdürmüştür. 2008 yılında doğrudan yatırım girişi olmazken 2009 yılında çıkış gerçekleşmiştir.

3. UYGULAMALI ÇALIŞMALAR

Cari işlemler açıklarının sürdürülebilirliği çok sayıda uygulamalı çalışma ile incelenmiştir. Cari işlemler açıklarının sürdürülebilirliğini inceleyen bu tür çalışmalar iki grupta toplanabilir: zamanlararası bütçe kısıtı ve zamanlararası tüketim modelleri. Birinci tür çalışmalarda ithalat ve ihracat arasındaki uzun dönemli ilişki temel alınmaktadır. İkinci tür çalışmalarda ise gerçekleşen açık ile tüketim dalgalanmaları modelinden elde edilen optimal açık miktarı karşılaştırılarak açığın sürdürülebilirliği analiz edilmektedir.

Hakkio ve Rush (1991), Trehan ve Walsh (1991) ve Husted (1992) zamanlararası bütçe kısıtı aracılığı ile gelişmiş ülkelerde sürdürülebilirliği incelemişlerdir. Arize (2002) geliştirmekte olan ülkelerle ilgili en kapsamlı çalışmadır. Türkiye'de de cari açığın sürdürülebilirliğini zamanlararası bütçe kısıtı modelini temel alarak inceleyen çalışmalarda sürdürülebilirlikle ilgili farklı sonuçlara ulaşılmıştır. Bahmani-Oskoeve ve Domaç (1995), 1947-1990 döneminde ithalat ve ihracat arasındaki uzun dönemli ilişkiyi Engle ve Granger (1987) yöntemi ile incelemişlerdir. 1973 yılındaki yapısal kırılmayı eştümleme analizinde dikkate alarak 1947-1990 döneminde iki seri arasında güçlü bir eştümleme ilişkisi olduğu yani cari işlemlerin sürdürülebilir olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Utkulu (1998) çalışmasında 1950-1996 dönemi aynı yaklaşımla incelenmektedir. Çalışmanın bulguları yapısal kırılma

dikkate alınarak veya alınmaksızın iki seri arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığına yani cari işlemler açıklarının sürdürülemez olduğuna işaret etmektedir. Turizm sektörünün cari işlemler açıklarının sürdürülebilirliğine katkısının da araştırıldığı Ongan (2008) çalışmasında 1980Q1-2005Q2 döneminde, ihracat artı turizm gelirleri ve ithalat artı turizm harcamaları arasındaki uzun dönemli ilişki incelenmiştir. Çalışmada, turizm gelirlerinin cari işlemler içindeki artan payına karşın Türkiye'de cari işlemler açıklarının sürdürülemez olduğu sonucuna ulaşılmıştır.⁴

Son dönemde yapılan çalışmalarda ise serilerdeki ve eştümleme ilişkisindeki yapısal kırılmalar görece olarak yeni yöntemlerle sınanmaktadır. Ucan ve Putun (2011), 1982Q1-2008Q4 döneminde reel ihracat ve reel ithalat serilerinin durağanlık özelliklerini yapısal kırılmalı birim kök sınamaları ile de incelemişlerdir. Yapısal kırılmanın varlığında da iki seri arasında eştümleme yoktur hipotezi reddedilmektedir.⁵ Ulaştıkları sonuç, bu dönemde cari işlemler açıklarının güçlü bir şekilde sürdürülebilir olduğudur. Gökteş, Tunali ve Hepsağ (2011), 1984Q1-2008Q2 dönemi için sürdürülebilirliği dinamik en küçük kareler (DOLS) ve eştümleme yöntemlerini kullanarak araştırmışlar, zayıf formda sürdürülebilir olduğu sonucuna ulaşmışlardır.⁶

Güloğlu vd. (2010) 1991-2007 dönemindeki cari açık/GSYİH serisinin rejim değişimlerini Markov Dönüşüm modeli ile belirlemişler ve bu rejimlerin durağanlığını sınamışlardır. Yazarlar, makroekonomik değişkenlerin cari açıkların sürdürülebilir ve sürdürülemez olduğu rejimlere geçiş olasılıkları üzerindeki etkisini de araştırmışlardır. İlgili dönemde (i) doğrudan yabancı sermaye yatırımlarındaki artışın cari açıkların sürdürülebilir olduğu rejimde kalma olasılığını artırdığını, sürdürülemez rejimde kalma olasılığını ise azalttığını, (ii) döviz kuru artışlarının her iki rejimde kalma olasılığını artırdığını, (iii) kısa vadeli sermaye hareketlerinin artmasının cari açıkların sürdürülemez olduğu rejimde kalma olasılığını azalttığını, (iv) gece-

lik faiz oranları ve kamu dış borçlarındaki artışın cari açıkların sürdürülemez olduğu rejimde kalma olasılığını artırdığı, sürdürülebilir rejimde kalma olasılığını azalttığını, (v) özel kesimin kısa vadeli borçları arttıkça birinci rejimde de ikinci rejimde de kalma olasılığının azaldığını, (vi) uzun vadeli dış borçlar arttıkça cari açıkların sürdürülebilir olduğu rejimde kalma olasılığını artırdığını belirlemişlerdir.

Zamanlararası tüketim dalgalanmaları modelinde ise "cari işlemler hesabı" üretim, yatırım ve kamu harcamalarıyla ilgili şoklar karşısında özel kişilerin tüketimindeki dalgalanmaları engelleyen bir tampon olarak tanımlanmaktadır. Cari işlemler açık ya da fazlalarının sürdürülebilirliği analizi, modelden elde edilen optimal açık (fazla) ile gerçekleşen optimal açık (fazla) karşılaştırmasına dayanmaktadır.

Yukarıda sözü edilen ikinci yöntemle sürdürülebilirliği araştıran çalışmalar da vardır. Cambell (1987), Ghosh (1995), Ghost ve Ostry (1995), Cashin ve McDermott (1998) zamanlararası tüketim modelinden elde ettikleri optimal açıkları gerçekleştiren cari işlemler açıklarını karşılaştırarak, cari açıkların sürdürülebilirliğini araştırmışlardır.

Zamanlararası tüketim modelini kullanarak Türkiye'de cari işlemler açıklarının sürdürülebilirliğini araştıran az sayıda çalışma vardır. Bildiğimiz kadarı ile bu konudaki ilk çalışma olan Selçuk (1997) çalışmasında 1987-1995 döneminde gerçekleşen cari işlemler açıklarının optimalden çok daha fazla dalgalandığı ve sürdürülemez olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Yine zamanlararası tüketim modelinin kullanılarak sürdürülebilirliğin incelendiği Oğuş ve Sohrabji (2008) çalışmasında, 1992:Q1-2003Q4 döneminde cari açığın optimal olmadığı sonucuna varılmıştır. Akçağlayan (2006) makalesinde ise yine zamanlararası tüketim modeli temel alınmış ve 1987Q1-2003Q4 döneminde Türkiye'de cari işlemler açıklarının optimal olduğu, sadece 2001 krizi öncesi dönemde sürdürülemez olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

4. MODEL

Bu çalışmada cari işlemler açıklarının sürdürülebilirliği Hakkio ve Rush (1991) ile Trehan ve Walsh (1991) makalelerinde yer alan ve zamanlararası bütçe kısıtını temel alan yaklaşım ile incelenmektedir. Bu yaklaşıma göre, ekonominin uzun dönemli bütçe kısıtı, yurtiçi tasarruf ve yatırımlar üzerinde ciddi bir geri besleme olmaksızın ve bütçe açıklarında ciddi bir değişikliğe yol açmaksızın sağlanabiliyor ise cari işlemler açıkları sürdürülebilir olacaktır. Bu yaklaşım belirli bir yapısal modele dayanmadığı için çok genel olmasının yanı sıra sınanabilir özelliklere sahiptir. Trehan ve Walsh (1991) çalışmasına göre, cari işlemlerin durağan ol-

ması zaman dilimleri arasında bütçe kısıtının sağlanması için yeterli koşuldur. Büyüme hızının sıfır olduğu stokastik bir modelde ekonominin bir dönemlik bütçe kısıtı aşağıdaki gibidir:

$$C_t + I_t + G_t + B_t = Y_t + (1 + r_t)B_{t-1} \quad (1)$$

Milli gelir özdeşliğini gösteren bu denklemde C , I , G , B , Y ve r , sırasıyla tüketim harcamaları, yatırım harcamaları, kamu harcamaları, net borç stoku, gelir ve dünya faiz oranını göstermektedir. Borç stoku negatif ya da pozitif olabilir. Bu denklem düzenlenerek borç stoku için ifade edilebilmektedir:

$$B_t = NX_t + (1 + r_t)B_{t-1} \quad (2)$$

Eşitlik (2)'de NX , net ihracatı göstermektedir. Bu eşitliğin her dönem geçerli olduğu ve $t-1$ anındaki bilgi (ϕ) kümesi veri iken dünya faiz oranının beklenen değerinin ($E(r_t | \phi_{t-1}) = r$) sabit olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayımların sonucu olarak bugünkü borç stoku, gelecek dönemler için beklenen net ihracatların ve borç stokunun sonsuzdaki beklenen değerinin fonksiyonu olmaktadır:

$$B_t = \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j E(NX_{t+j} | \phi_{t-1}) + \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^T E(B_{t+T} | \phi_{t-1}) \quad (3)$$

Denklem (3), uluslararası yatırımcıların ekonomiye kredi verme koşullarını da göstermektedir. Net ihracat fazlalarının gelecekte alacağı değerlerin beklenen bugünkü değerleri toplamı dış borç stokunun bugünkü değerine eşitse yatırımcılar bu ülkeye kredi vereceklerdir. Sürdürülebilirlik koşulu ya da uzun dönemli bütçe kısıtı denklemin sağ tarafındaki ikinci terimin sıfır olmasını gerektirmektedir:⁷

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^T E(B_{t+T} | \phi_{t-1}) = 0 \quad (4)$$

Cari işlemler açığı ard arda iki dönemlik borç stokları arasındaki fark ($CA_t = B_t - B_{t-1}$) olduğundan, Trehan ve Walsh (1992) makalesine göre, Denklem (4)'teki eşitliğin sağlanabilmesi için yeterli koşul cari işlemlerin durağan olmasıdır.⁸ Sürdürülebilirliğin sınanması ihracat ve ithalat arasındaki uzun dönemli ilişkiye dayanmaktadır:

$$X_t = \alpha + \beta M_t^* + u_t \quad (5)$$

Burada X , mal ve hizmet ihracatının değerini göstermektedir. M^* ise mal ve hizmet ithalatı ile net faiz ödemeleri ve net transferlerin toplamını göstermektedir. Hakkio ve Rush (1991) makalesine göre, zamanlararası ekonominin bütçe kısıtının sağlanmasının gerekli koşulu, Denklem (5)'teki modelin hata teriminin

(u_t) durağan olmasıdır. Diğer bir deyişle, ihracat ve ithalat arasında eştümleşme ilişkisi varsa, ekonomi zamanlararası bütçe kısıtını ihlal etmemiş olacaktır.

Ongan (2008) makalesinde de ifade edildiği gibi β katsayısı bire eşit ve u_t durağan ise cari işlemler açıkları güçlü bir şekilde sürdürülebilir olacaktır. β katsayısı sıfır ile bir arasında değer alıyorsa ve u_t durağan ise veya β katsayısı bire eşit fakat u_t durağan değil ise cari işlemler açıkları zayıf formda sürdürülebilir. Son olarak u_t durağan değil ve β sıfıra eşitse cari işlemler açıkları sürdürülemez olacaktır.

5. YÖNTEM

Bu çalışmada reel ihracat ile reel ithalat arasındaki uzun dönem denge ilişkisi iki farklı yöntem kullanılarak incelenmiştir. Gregory (1994) ve Haug (1996) makalelerinde uzun-dönem ilişkileri inceleyen uygulamalı çalışmalarda araştırmacılara birbirinden farklı sonuçlarla karşılaşma olasılığı nedeniyle birkaç yöntemi birlikte kullanmalarını önermişlerdir. Bu noktadan hareketle çalışmanın temel sonuçları için iki değişken arasındaki eştümleşme ilişkisi öncelikle Engle ve Granger eştümleşme sınaması (Engle ve Granger(1987)) ile araştırılmış ve elde edilen sonuçların tahminci seçimine karşı duyarlılığını incelemek amacıyla ikinci bir tahminci olarak otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) yaklaşımına dayanan sınır sınaması yaklaşımı (Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran ve diğerleri (2001)) kullanılmıştır.⁹

Kennedy (2003, Bölüm 18) tarafından da ifade edildiği gibi “tek bir eş bütümleşme ilişkisi olduğunda Engle-Granger iki aşamalı yöntemi tercih edilir”. Engle ve Granger (1987) yönteminin uygulanması gerekli olarak kolay olmakla birlikte, Enders (2004)’e göre yöntem uygulanırken karşılaşılabilecek sorunlardan birincisi uzun dönem denge modeli tahmin edilirken, değişkenlerden birinin bağımlı ve diğerinin açıklayıcı değişken olarak belirlenmesi gerekliliğidir. İki değişken durumunda aşağıdaki iki denge regresyonundan birinin hata terimleri kullanarak Engle ve Granger eştümleşme sınaması yapılabilir:

$$Y_t = \beta_{10} + \beta_{11} Z_t + e_{1t} \quad \text{veya} \quad Z_t = \beta_{20} + \beta_{21} Y_t + e_{2t}$$

Tahminlerde kullanılan veri sayısı arttıkça, asimptotik teoriye göre e_{1t} ’nin birim kök sınaması ile e_{2t} ’nin sınaması eşdeğer olacaktır. Uygulamada ise regresyonlardan birinin sonuçları eştümleşme ilişkisine işaret ederken diğeri olmadığına işaret edebilir. Engle ve Granger yöntemini uygularken karşılaşılabilecek ikinci sorun iki aşamalı tahmin yapılmasından kaynaklanabilir. İkinci aşamada tahmin edilen değişken ilk aşamadan elde edilmektedir. İlk aşamadaki hata ikinci aşamada da devam edecektir.

Ayrıca bilindiği üzere, tek bir eştümleşme ilişkisi varken Engle ve Granger iki aşamalı tahmin yönteminde olduğu gibi tek denklem tahmincisi kullanıldığında, statik regresyondaki eğim parametresi için en küçük kareler (EKK) tahmincisi süper-tutarlı olmakla birlikte bu tahmincinin dağılımı genelde normal dağılıma uymamakta ve küçük örneklerde sapmalı olmaktadır. Bu sapma ile normal olmayan dağılımın nedeni I(1) olan açıklayıcı değişken ve I(0) olabilen hata terimindeki olası serisel korelasyondur (bakınız Banerjee vd. (1986), Gonzalo (1989) ve Green (2003)). Bazı eksikliklerine karşın Engle ve Granger yönteminin hem anlaşılması hem de uygulaması görece olarak kolaydır.

Değişkenlerin düzey değerleri arasında denge ilişkisinin varlığını sınamada kullanılan ARDL yaklaşımı, modelde yer alan değişkenlerin tümüyle I(0), tümüyle I(1) ya da karşılıklı eştümleşik olmalarına bakılmaksızın uygulanabilir. Pesaran ve Shin (1999), iki aşamalı bu sürecin iki önemli üstünlüğü olduğunu Monte Carlo deneyleri ile göstermişlerdir. Buna göre, bu yaklaşım ile açıklayıcı değişkenlerin olası içsellikçi etkin bir biçimde düzeltilmektedir ve tahminler arzu edilen küçük örneklem özelliklerine sahiptirler. ARDL yaklaşımı ve sınır sınamalarının önemli bir diğer üstünlüğü birim kökler için ön sınama yapmayı gerektirmemesidir.¹⁰ Eştümleşmeye ARDL yaklaşımı ile elde edilen tahminler, ARDL yaklaşımının (a) gözlem sayısının küçük olduğu durumlarda da kullanılabilmesi, (b) uzun-dönem ve kısa-dönem bileşenleri eşanlı olarak tahmin etmesi ve (c) bağımlı ve bağımsız değişkenleri belirginleştirmesi nedenleriyle sapmasız ve etkindirler (Narayan, 2004:7).

İkinci yaklaşım için serilerin tümleşme derecelerini önceden bilmeye gerek olmamakla birlikte ilk yaklaşım birinci dereceden tümleşik seriler ile çalışmayı gerektirmektedir. Bu amaçla birim kök sınamaları yapılmıştır. Sınama sonuçları yapısal kırılmaları dikkate almayan Dickey-Fuller (ADF) ve Phillis-Perron (PP) ve yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot ve Andrews (1992) ve Lee ve Strazich (2003) sınamalarına ilişkindir.

Çalışmada uzun dönem parametrelerinin istikrarı Hansen (1992) çalışmasında I(1) değişkenlerden oluşan süreçler için önerilen parametre istikrarı sınaması kullanılarak incelenmiştir.¹¹

6. AMPİRİK BULGULAR

6.1. Veri

Tahminlerde üç aylık ve 1992:Q1-2011:Q3 dönemine ait veriler kullanılmıştır. Veri döneminin başlangıç ve bitiş tarihi belirlenirken verilerin elde edilebilirliği dikkate alınmıştır. Bu konuda daha önce yapılan

çalışmalarla karşılaştırıldığında 2008 Krizi sonrası dönem de incelenebilmiştir. Veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası ve Uluslararası Para Fonu'nun Uluslararası Finansal İstatistik veri tabanlarından alınmıştır. Bu çalışmada ithalat verisi, ithalat rakamlarına net karlar ve net transferler eklenerek oluşturulmuştur. İlk olarak ihracat ve ithalat verileri, sırasıyla ihracat ve ithalat fiyat endeksine bölünerek reel hale getirilmiştir. Reel ithalat ve ihracat verilerinin doğal logaritması alındıktan sonra mevsimsel etkiler X11 yöntemi ile düzeltilmiştir.¹²

6.2. Birim Kök Sınamaları Sonuçları

İthalat ve ihracat verilerinin durağanlık yapısı ilk olarak serilerdeki yapısal kırılmaları dikkate almayan genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillis-Perron (PP) sınamaları ile incelenmiştir. Sınama sonuçlarına göre reel ihracat serisi birinci sıra fark durağan bir seridir. Hem ADF hem de PP sınaması sonuçlarına göre reel ithalat serisi % 1 önem düzeyinde düzeyde durağan değildir.

Tablo 1: Birim Kök Sınama Sonuçları

Seriler	k	ADF	PP	Sonuç
Inihracat ^b	4	-1.86	-1.75	I(1)
Inithalat ^a	2	-3.76**	-3.22*	I(1)
d(Inihracat) ^b	3	-5.29***	-9.19***	I(0)
d(Inithalat) ^b	0	-7.41***	-7.41***	I(0)

(Not: Sıfır hipotezi tüm sınamalar için "seri durağan değildir" şeklinde tanımlıdır. ADF sınamasında gecikme sayısı hata terimindeki otokorelasyon sorununu giderecek şekilde belirlenmiştir. İkinci sütun ADF sınaması için belirlenen gecikme sayısını göstermektedir. ^a ve ^b sırasıyla hem sabit hem de trend teriminin, sadece sabit terimin yer aldığı modelleri ifade etmektedir. ** ve * sırasıyla % 1, 5 ve 10 önem düzeylerinde sıfır hipotezinin reddedildiğini ifade eder.)

Yapısal kırılmaların birim kök sınamaları üzerindeki etkilerini görebilmek için Zivot ve Andrews (1992) tek kırılmalı sınaması (ZA) ile Lee ve Strazicich (2003) iki kırılmalı birim kök sınamaları (LS) kullanılmıştır.¹³ ZA sınaması sonuçlarına göre (Tablo 2), "yapısal kırılma yokken birim kök vardır" sıfır hipotezi "seri bir kırılma ile trend-durağandır" alternatif hipotezine karşı geleneksel önem düzeylerinde reddedilememektedir. Veri sıfır hipotezini ithalat serisinin logaritmik değerlerinin trendinde kırılma varken % 5 önem düzeyinde reddedebilmiştir.

Tablo 2: Zivot ve Andrews (1992) Sınaması Sonuçları

Seriler	ZA ^a			ZA ^b			ZA ^c		
	k	Min	TB	k	Min	TB	k	Min	TB
		t-stat.			t-ist.			t-ist.	
Inihracat	1	-3.146	1995:4**	1	-1.265	1995:2**	1	-3.260	2008:2***
Inithalat	3	-2.873	1995:3***	3	-4.478*	2007:3*	3	-4.694	2008:4**

(Not:^a Hem sabit terimde hem trendde kırılma. Kritik değerler % 1 ve 5 için sırasıyla -5.57 ve -5.08'dir. ^b Trendde kırılma. Kritik değerler % 1 ve 5 için sırasıyla -4.93 ve -4.42'dir. ^c Sabit terimde kırılma. Kritik değerler % 1 ve 5 için sırasıyla -5.34 ve -4.80'dir. * Yapısal kırılma yokken birim kök vardır sıfır hipotezinin %5 önem düzeyinde reddedildiğini gösterir. TB, kırılma zamanını ve [^] % 1 ve 5 önem düzeyinde seride birim kök olmadığını gösterir. ***, ** ve * kırılma tarihlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir.)

Tablo 3'te verilen LS sınaması sonuçlarına göre, "sabit terimde iki yapısal kırılma var iken birim kök vardır" sıfır hipotezi geleneksel önem düzeylerinde reddedilebilmekte ve serilerin iki yapısal kırılma ile durağan oldukları sonucuna varılmaktadır. Buna karşılık hem sabit terimde hem de trendde kırılma dikkate alındığında sadece ithalat serisi için sıfır hipotezi reddedilebilmektedir. Trendde bir ve sabit terimde iki

yapısal kırılma durumunu dikkate alan birim kök sınaması sonuçları hariç, yapılan bütün birim kök sınamalarında serilerin birinci fark durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. ZA ve LS sınamaları reel ihracat serisi için birbirine oldukça yakın kırılma tarihlerine işaret etmiştir. Bu tarihler istatistiksel olarak da anlamlıdır.

Tablo 3: Lee ve Strazicich (2003) Sınaması Sonuçları

Seriler	LS ^a			LS ^b		
	k	LM-ist.	TB	k	LM-ist.	TB
Inihracat	0	-3.619*	1995:3 2008:3	6	-4.447	1995:2 ^{d,dt(%10 ve 1)} 2008:4 ^{d,dt(% 1)}
Inithalat	3	-5.036***	1999:2 2008:3 ^{d(%1)}	3	-5.742*	1997:3 2003:2 ^{dt(% 1)}

(Not: ^a"birim kök vardır" sıfır hipotezi altında sabit terimde iki kırılmayı gösterir. Kritik değerler % 1, 5 ve 10 önem düzeyleri için -4.545, -3.842 ve -3.504'tir. ^b"birim kök vardır" sıfır hipotezi altında sabit terimde ve trende iki kırılmayı gösterir. Kritik değerler % 1, 5 ve 10 önem düzeylerinde I₁ = 0.2 ve I₂ = 0.6 için -6.41, -5.74 ve -5.32'dir (I kırılmanın yerini gösterir). Ayrıntılar için bakınız Lee ve Strazicich (2003: 1084, Tablo 2 2). k genelden özele sürecinde gecikme terimi sayısını gösterir ve maksimum gecikme sayısı 6 alınmıştır. ***, ** ve * kırılmalar ile birim kök vardır sıfır hipotezinin % 1, 5 ve 10 önem düzeylerinde reddedildiğini gösterir. ^d sabit terim ve ^{dt} eğim kuklalarını gösterir.)

6.3. Eştümleşme Sınamaları Sonuçları

Seriler birinci fark durağan olduğundan uzun dönemde aralarındaki ilişkinin araştırılması gereklidir. Reel ihracat ile reel ithalat arasındaki eştümleşme ilişkisi Engle ve Granger (1987) yöntemi ile sınanmış ve sınamaya sonuçları ve uzun dönem parametre tahminlerine ilişkin sonuçlar aşağıda verilmiştir.¹⁴

Engle ve Granger (1987) sınaması sonuçlarına göre reel ihracat ile reel ithalat arasında %5 önem düzeyinde uzun dönem denge ilişkisi söz konusudur. Diğer bir ifade ile değişkenler eştümleşiktirler.

Tablo 4: Engle ve Granger (1987) Sınaması Birinci Aşama Tahminleri ve Sınama Sonuçları

Bağımlı Değişken	reelihracat	reelihracat	reelihracat	reelihracat
Sabit Terim	-0.837*** (-4.854)	2.076*** (5.640)	-0.494** (-2.285)	2.883*** (9.402)
reelithalat	1.086*** (32.956)	0.393*** (4.589)	0.990*** (20.938)	0.185** (2.570)
Trend	-	0.017*** (8.412)	-	0.023** (12.085)
D1	-	-	0.175*** (3.035)	0.117*** (3.438)
D2	-	-	0.229** (2.643)	-0.100* (-1.742)
Hata Terimlerine İlişkin ADF Sınaması Sonuçları				
t-stat.	-3.421* [0]	-1.791 [5]	-3.737 [0]	-3.551 [0]

(Not: Parantez içindeki değerleri t-istatistikleridir. ***, ** ve sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı gösterir. Köşeli parantez içindeki değerler ADF sınaması için seçilen gecikme uzunluğunu gösterir. Akaike ve Schwarz bilgi ölçütleri aynı gecikme uzunluğunu seçmiştir. D1 = 1, 1995:2-2008:1; 0 diğer dönemler için, D2 = 1, 2008:2-2012:4; 0 diğer dönemler için *hata teriminin %5 önem düzeyinde durağan olduğunu gösterir.)

İlk aşama regresyonundan hareketle yorum yapmak, bağımsız değişken katı dışsal olmadığında oldukça zordur. Bu nedenle öncü ve gecikme tahminci si kullanılarak uzun dönem parametre vektörü tahmin

edilmiş ve sonuçlar aşağıdaki tabloda özetlenmiştir. Tahmin regresyonu aşağıda verilmiştir. Akaike ve Schwarz bilgi ölçütlerine göre uygun gecikme -3 ve +3'tür.

$$reelihracat_t = \alpha_0 + \beta reelithalat_t + \phi_0 \Delta reelithalat_t + \phi_1 \Delta reelithalat_{t-1} + \phi_2 \Delta reelithalat_{t-2} + \phi_3 \Delta reelithalat_{t-3} + \gamma_1 \Delta reelithalat_{t+1} + \gamma_2 \Delta reelithalat_{t+2} + \gamma_3 \Delta reelithalat_{t+3} + e_t \quad (6)$$

Tablo 5: Uzun Dönem Parametre Tahminleri

Bağımlı Değişken: reelihracat _t	Parametre Tahmini
Sabit terim	-1.075*** (-8.502)
reelithalat _t	1.134 (47.697)***
Δreelithalat _{t-3}	-0.223 (-1.920)**
Δreelithalat _{t-2}	-0.236 (-1.814)*
Δreelithalat _{t-1}	-0.446 (-4.165)***
Δreelithalat _t	-0.516 (-4.276)***
Δreelithalat _{t+1}	0.536 (3.590)***
Δreelithalat _{t+2}	0.452 (4.064)***
Δreelithalat _{t+3}	0.533 (4.455)***
R ²	0.974
Jarque-Berra ist.	0.756
CUSUM	istikrarlı
CUSUM-Q	istikrarlı

(Not: t-istatistikleri parantez içinde verilmiştir. Newey-West değişen varyans-otokorelasyon standart hataları kullanılarak hesaplanmıştır. ***, ** ve * sırasıyla %1, 5 ve 10 önem düzeyinde istatistiksel anlamlılığı gösterir. Not: Kukla değişkenler istatistiksel olarak anlamlı tahmin edilememiştir. Kısıtlı F-sınaması sonuçlarına göre de tahmin denkleminin çıkarılmalarına karar verilmiştir.)

Reel ithalat değişkeninin katsayısı 1.134 olup katsayının 1'e eşit olup olmadığını sınamak üzere hesaplanan t-istatistiği 4.188'dir ve sıfır hipotezi %1 önem düzeyinde reddedilebilmektedir. Tahmin edilen modelin hataları birinci ve yüksek sıradan otokorelasyonlu olmakla birlikte normal dağılımlıdır. t-istatistikleri Newey-West değişen varyans-otokorelasyon dirençli standart hataları üzerinden tahmin edilmiştir. Öncü-geçiken tahmincisi kullanılarak elde edilen parametre tahminleri Brown ve diğerleri (1975) tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUMQ¹⁵ sınamalarına göre istikrarlıdır.

Uzun-dönem ilişkiyi tahmin sürecinde ARDL yaklaşımının ilk aşamasında uzun-dönem denge ilişkisinin varlığı sınır sınaması ile incelenmiştir. Pesaran ve Shin (1999) çalışmasında önerilen iki aşamalı süreç izlenerek önce ARDL modelinin spesifikasyonu Shwarz Bayesian Bilgi Ölçütü (SBC) kullanılarak belirlenmiş, ardından model EKK ile tahmin edilmiştir.¹⁶

Tablo 6: Sınama Denklemleri için Gecikme Seçimi

p	Sabit Terim ile				Deterministik Trend ile			
	AIC	SBC	χ ² sc ⁽¹⁾	χ ² sc ⁽⁴⁾	AIC	SBC	χ ² sc ⁽¹⁾	χ ² sc ⁽⁴⁾
1	-2.693	-2.512	0.451	6.105	-2.804	-2.592	0.007	5.118
2	-2.688	-2.444	0.835	4.574	-2.784	-2.510	0.000	3.224
3	-2.654	-2.347	0.147	6.788	-2.780	-2.442	0.848	7.023
4	-2.592	-2.222	3.528*	7.840*	-2.711	-2.309	1.576	8.573*
5	-2.618	-2.182	1.289	2.785	-2.690	-2.223	2.438	4.964
6	-2.676	-2.174	3.562*	9.838**	-2.756	-2.223	7.394***	10.712**

(Not: ***, ** ve * sırasıyla % 1, 5 ve 10 önem düzeylerinde sınama regresyonlarının hatalarının otokorelasyonlu olduklarını gösterir.)

Sınama regresyonları için uygun gecikme sayısı hem AIC hem de SBC bilgi ölçütü ile 1 olarak belirlenmiştir. Tablo 6'dan görüleceği üzere bu gecikmede sınama regresyonlarının artıkları birinci ve dördüncü sıra serisel korelasyon içermemektedirler. Sınır sınaması sonuçları ise (ikiden dört gecikmeye kadar gecikme içeren sınama regresyonları da dahil) Tablo 7'de verilmiştir.

Tablo 7: Sınır Sınaması Sonuçları (F-istatistikleri)

p	Sabit Terim ile	Deterministik Trend ile	
	F-iii	F-iv	F-v
1	1.013	4.232*	6.312
2	1.828	4.301*	6.436
3	0.635	4.038*	6.028
4	0.196	3.376	5.028

(Not: Kritik değerler Narayan (2005) çalışmasından alınmıştır. k = 1 için F-iii kritik değerleri % 1 için [7.095 8.260]; % 5 için [5.060 5.930] ve % 10 için [4.135 4.895]. k = 1 için F-iv kritik değerleri % 1 için [5.157 5.917]; % 5 için [3.740 4.303] ve % 10 için [3.113 3.610]. k = 1 için F-v kritik değerleri % 1 için [9.170 10.240]; % 5 için [6.829 7.670] ve % 10 için [5.725 6.450]. ***, ** ve * sırasıyla % 1, 5 ve 10 önem düzeylerinde anlamlılığı gösterir.

Sınır sınaması sonuçlarına göre, trend değişkeni modele dahil edildiğinde F-iv istatistiğine göre bir, iki ve üç gecikmeli modellerde % 10 önem düzeyinde reel ihracat ile reel ithalat arasında uzun-dönemli bir denge ilişkisinden söz edilebilir.¹⁷ Tablo 8 ARDL ile tahmin edilen uzun dönem katsayılarını özetlemektedir.

Tablo 8: Uzun-dönem Parametreleri için ARDL Tahminler

Bağımlı Değişken:	AIC/SBC	
	Sabit Terim ile	
	Sabit Terim	İnithalat değişkeninin katsayısı
Inihracat	1.282 [1.077]	0.738*** (0.208) [3.545]
Bağımlı Değişken:	Deterministik Trend ile	
	Sabit Terim	İnithalat değişkeninin katsayısı
	Inihracat	3.253*** [3.832]

(Not: ^a AIC ve SBC ile seçilen ARDL modeli (1,0) ve (1,0)'dır. Standart hatalar parantez içinde t-istatistikleri köşeli parantez içinde verilmiştir. ***, ** ve * sırasıyla % 1, 5 ve 10 önem düzeylerinde anlamlılığı gösterir.)

6.4. Katsayı İstikrarına İlişkin Sınamaların Sonuçları

Bu çalışmada parametrelerin istikrarı birinci sıradan tümleşik değişkenler ile çalışıldığı için Hansen (1992) makalesine dayanılarak incelenmiştir. Tablo 9’da özetlenen her üç sınama sonucuna göre, uzun dönem parametreleri istikrarlı olup L_c istatistiği aynı zamanda reel ihracat ile reel ithalat arasında eştümleşme ilişkisi olduğuna işaret etmektedir (bakınız 11 no’lu dipnot). Bu sonuç diğer iki yöntemle elde edilen sonuçları ayrıca desteklemiştir.

Tablo 9: Uzun-Dönem Parametrelerinin İstikrarına İlişkin Hansen (1992) Sınaması Sonuçları

Sınama İstatistiği	Sabit Terimli Model	Sabit Terimli ve Trendli Model
SupF	5.358*	5.717*
MeanF	1.837*	1.684*
L_c	0.153*	0.173*

(Not: Her üç sınama için sıfır hipotezi uzun dönem parametreleri istikrarlıdır şeklinde tanımlıdır. * Sıfır hipotezinin kabul edildiğini ve uzun dönem parametrelerinin istikrarlı olduğunu gösterir. SupF sınaması için kritik değerler %1, 5 ve 10 önem düzeyleri için sabit terimli model için 16.4, 12.9 ve 11.2, trendli model için 19.0, 15.2 ve 13.4’tür. MeanF sınaması için kritik değerler %1, 5 ve 10 önem düzeyleri için sabit terimli model için 6.78, 4.57 ve 3.73, trendli model için 8.61, 6.22 ve 5.204’dır. L_c sınaması için kritik değerler %1, 5 ve 10 önem düzeyleri için sabit terimli model için 0.898, 0.575 ve 0.450, trendli model için 0.959, 0.623 ve 0.497’dir.)

6.5. Sürdürülebilirliğin Formunun Belirlenmesine İlişkin Sonuçlar

Tablo 5’te verilen Engle ve Granger (1987) yönteminin ikinci aşamasının tahmin sonuçlarına göre reel ithalatın tahmin edilen katsayısının 1’e eşit olduğu hipotezi % 1 düzeyinde reddedilebilmektedir. VECM modeli ile yapılan tahminlerde de aynı sonuca ulaşılmıştır.¹⁸ Bu sonuçlara göre cari işlemler açıkları zayıf formda sürdürülebilir.

ARDL ile elde edilen tahminler incelendiğinde, deterministik trend modelde iken esnekliğin pozitif, ancak istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülecektir. Deterministik trend modelden dışlandığında esneklik katsayısının 1’e eşit olduğu şeklindeki sıfır hipotezini sınamak üzere t-istatistiği -1.259 olarak hesaplanmış ve sıfır hipotezi reddedilememiştir.

Her iki yöntem ile elde edilen sonuçlara göre, incelenen dönemde ihracat ve ithalat ortak bir trendi paylaşmaktadırlar, diğer bir ifade ile eştümleşiktirler. Bununla birlikte her iki yöntem ile elde edilen uzun dönem eğim katsayısının 1’e eşit olduğu hipotezi için iki farklı sonuç elde edilmiştir. Bunun bir sebebi ARDL yaklaşımına dayanarak elde edilen parametre tahminleri için standart hataların Delta yöntemi ile belirlenmiş olması olabilir. Bu yöntemin kullanılmasının nedeni uzun dönem parametrelerinin (E6) ile verilen modelin parametrelerinin doğrusal olmayan bir fonksiyonu olarak tanımlanmış olmasıdır (Pesaran ve Shin, 1999). Delta yöntemi ile reel ihracat değişkenine ait parametre için belirlenen standart hata Newey-West yöntemi ile belirlenen standart hatadan daha büyük tahmin edilmiştir.

Çalışmanın bulgularını desteklemek amacıyla reel ihracat ile reel ithalat arasındaki nedensellik ilişkisi de araştırılmıştır. Toda ve Yamamoto (1995) yöntemine göre ihracattan ithalata zayıf bir nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.¹⁹

Engle ve Granger ile yapılan tahminler cari işlemler açıklarının zayıf formda, ARDL ile yapılanlar ise güçlü formda sürdürülebilir olduğu sonucunu desteklemekle birlikte nedenselliğin yönünün ihracattan ithalata doğru olduğu görülmektedir. Bu olgu karar alıcılara gerekli önlemlerin alınması yönünde bir uyarı olarak değerlendirilmelidir.

7. SONUÇ

Türkiye ekonomisinin son yirmi yılında cari işlemlerin açık verdiği dönemlerin sayısı fazla verdiği dönemlerin sayısından daha fazla olmakla birlikte cari işlemler açıklarının temel belirleyicisi olan dış ticaret dengesi ise hep açık vermiştir. Diğer bir netleşmiş veri, kriz sonrası dönemlerde, yerli paranın değer kaybetmesi ve büyüme oranlarındaki düşüşün etkisi ile dış ticaret açıkları ve buna bağlı olarak da cari işlemler açıklarının azaldığı ve ekonominin görece olarak hızlı büyüdüğü dönemlerde ise açıkların arttığıdır. Dışsal şoklara karşı ekonomide kırılma yaratan bu açıkların sürdürülebilirliği ilgi çekici konuların başında gelmektedir.

Bu noktadan hareketle bu çalışmada Türkiye ekonomisinde cari işlemler açıklarının sürdürülebilirliği

1992:Q1-2011:Q3 dönemi için incelenmiştir. Zamanlararası bütçe kısıtı yaklaşımından hareketle ihracat ile ithalat arasında uzun dönemli denge ilişkisinin varlığı araştırılmış ve nedensellik sınaması yapılmıştır. Cari işlemler açıklarının sürdürülebilir olduğu sonucuna ulaşılmakla birlikte ihracattan ithalata doğru zayıf bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Bu bulgu, cari

işlemler açıklarının kalıcı olma özelliği gösterdiği Türkiye Ekonomisinde açıkların sürdürülebilir olduğunu göstermekle birlikte karar alıcılara gerekli önlemlerin alınması yönünde bir uyarı olarak değerlendirilmelidir.

SON NOTLAR

¹ Cari işlem dengesi açığının GSYH’ya oranı da 2011 yılının son iki çeyreğinde yüzde 11’e çıkmıştır.

² 1993’ün son çeyreğinde 14 milyar ABD doları olan dış ticaret açığı, 1994 Finansal Krizi sonrasında 4 milyar dolara inmiştir. 1998’e kadar ise yüksek düzeyini korumuştur. 1998’de Asya ve Rusya’daki krizlerin bulaşıcı etkisi nedeni ile Türkiye’den sermaye çıkışı olmuş, dış ticaret açığı azalırken cari işlemler fazla vermiştir. 2000 yılının son üç ayında 22 milyar dolara çıkan dış ticaret açığının değeri 2001 Şubat Krizi’nden sonra 2 milyar dolara inmiştir. Enflasyon hedeflemesinin başladığı ve dalgalı döviz kuru rejiminin uygulandığı 2002 yılından 2008 Küresel Krizi’ne kadar dış ticaret açığının yine sürekli olarak arttığı görülmektedir. Kriz ile birlikte başlayan dış ticaretteki iyileşme eğilimi uzun sürmemiş, 2011 yılının son üç ayında 89 milyar dolarlık açık ile tarihsel olarak en yüksek düzeyine çıkmıştır.

³ 2003-2007 döneminde yıllık ortalama cari işlemler açığı 22,987 milyar ABD doları iken 28,989 milyar ABD doları net sermaye girişi olmuştur. 2008 ve 2009 yıllarında ise açık 41,524 ve 13,370 milyar dolar iken aynı yıllarda sırası ile 34,700 ve 10,065 milyar dolar net sermaye girişi gerçekleşmiştir.

⁴ Yapısal kırılmalar dikkate alınarak yapılan birim kök sınamalarında serilerin durağan olduğu ve durağan seriler arasında – tanım gereği – eştümleşme olamayacağından sürdürülemezlik sonucuna ulaşılmıştır.

⁵ Lee ve Strazicich (2003) ile Lanne ve diğerleri (2002) sınamaları ile yapısal kırılma durumunda serilerin birinci fark durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Çalışmada dört farklı eştümleşme sınaması iki değişken arasındaki uzun dönemli ilişki araştırılmaktadır: Engle ve Granger (1987), Harris ve Inder (1994), Johansen ve Juselius (1990), Gregory ve Hansen (1996). Yapısal kırılma dikkate alındığında da eştümleşme ilişkisi yoktur hipotezi reddedilmektedir.

⁶ Zaman serilerindeki olası kırılmalar durumunda durağanlık Zivot ve Andrews (1992) ile sınanmaktadır. Eştümleşme ilişkisi Stock ve Watson (1993) ve Shin (1994) sınamaları ile sınanmıştır.

⁷ Eğer son terim sıfır ise ülkenin borcu gelecekteki dış ticaret fazlarının bugünkü değeri toplamına eşit olacaktır. Sondaki terim sıfıra eşit değil ve B_0 pozitif değer alıyorsa bugünkü dış borç stoku gelecekteki dış ticaret fazlarının bugünkü değerleri toplamından fazla olacaktır. Diğer bir deyişle cari işlemler açıkları sürdürülemez olacaktır. Dış borç stokunun limit değeri sıfır değil ise ve B_0 negatif değer alıyor ise ülke Pareto optimumun altında bir noktada olacaktır.

⁸ Eğer gelir pozitif bir hızda artıyor ise cari işlemler/gelir oranı durağan ise bu koşul sağlanacaktır: $y_t = CA_t/Y_t$. Diğer bir deyişle cari işlemler açığı üretimin beklenen değerinden daha hızlı artmadığı sürece sürdürülebilirlik sağlanacaktır.

⁹ Bu yaklaşım aşağıda çalışmada tanımlanan model üzerinden özetlenmiştir.

Reel ithalat (*ithalat*) ile reel ihracat (*ihracat*) arasındaki ilişkiyi kuran model aşağıdaki denklemde verilmiştir.

$$\ln ihracat_t = \beta_0 + \beta_1 \ln ithalat_t + \varepsilon_t \quad (E4)$$

ε_t ise hata terimini göstermektedir. Denklem (E4) iki değişken arasındaki uzun-dönem düzey ilişkisini göstermekte olup çalışmada tahmin edilen modellere temel oluşturmaktadır. Bu ilişki serilerin durağan olmama özelliği sergilemeleri nedeniyle eştümleşme yöntemleri kullanılarak tahmin edilmelidir.

Sınır sınaması yaklaşımında modelde yer alan değişkenler sırasıyla bağımlı değişken olarak alınıp koşullu olmayan bir hata düzeltme modeli (UECM) tahmin edilir. Örneğin $\ln ihracat$ bağımlı değişken iken UECM genel olarak aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$\Delta \ln ihracat_t = c_0 + c_1 t + \delta_1 \ln ihracat_{t-1} + \delta_2 \ln ithalat_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta \ln ihracat_{t-j} + \sum_{j=1}^p \omega_j \Delta \ln ithalat_{t-j} + \psi D_t + u_t \quad (E5)$$

Burada D birinci sıra fark işlemcidir. D_t vektörü ise yapısal değişimi gösteren kukla değişkenler gibi dışsal değişkenleri göstermektedir. Sınır sınaması yaklaşımında koşullu olmayan hata düzeltme modeli en küçük kareler (OLS) ile tahmin edilir. Değişkenler arasında “eştümleşme yoktur” sıfır hipotezi ($(\delta_1 = \delta_2 = 0)$) “uzun-dönem düzeyler ilişkisi vardır” alternatif hipotezine ($(\delta_1 \neq \delta_2 \neq 0)$) karşı sınanır. Wald kısıtlama sınaması yapılarak elde edilen F-istatistiklerinin asimptotik dağılımı sıfır hipotezi altında standart biçimde değildir.

Pesaran, Shin ve Smith (2001)’de kritik değerler kümesinde tüm değişkenlerin I(0) ve kritik değerler kümesinde tüm değişkenlerin I(1) olduğu varsayılarak iki farklı kritik değerler kümesi türetilmiştir. Hesaplanan F-istatistiği üst sınır kritik değerinden (ikinci kritik değerler kümesi) büyük ise eştümleşme ilişkisi yoktur sıfır hipotezi reddedilir ve

değişkenler arasında uzun-dönem denge ilişkisi olduğu sonucuna varılır. Hesaplanan F -istatistiği alt sınır kritik değerinden (birinci kritik değerler kümesi) küçük ise eştümleşme ilişkisi yoktur sıfır hipotezi kabul reddedilir ve değişkenler arasında uzun-dönem denge ilişkisi olduğu sonucuna varılır. Hesaplanan F -istatistiği alt ve üst sınır kritik değeri arasında kaldığında herhangi bir sonuca varılamaz. Birinci aşamada düzey değişkenler arasında uzun-dönem ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmış ise ikinci aşamanın ilk aşamasında ln reel ihrat değişkeni için aşağıda verilen koşullu ARDL(p_1, q_1) uzun dönem modeli tahmin edilir.

$$\ln ihracat_t = c_0 + \sum_{j=1}^{p_1} \alpha_j \ln ihracat_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \theta_j \ln ithalat_{t-j} + \psi' D_t + u_t \quad (E6)$$

Uzun dönem parametre tahminleri (E6) ile elde edilir.

$$ECM_t = \ln ihracat_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 \ln ithalat_t \quad (E7)$$

Denklem (E7)'deki uzun dönem parametreleri ($\hat{\beta}_0$ ve $\hat{\beta}_1$) Denklem (E6)'da verilen koşullu hata düzeltme modelinden hesaplanmaktadır.

¹⁰ Engle ve Granger eştümleşme sınaması temel yaklaşım olarak belirlendiği için değişkenlerin durağanlık özellikleri yapısal kırılmanın varlığında ve yapısal kırılmaları dikkate almaksızın daha önce araştırılmıştı.

¹¹Hansen (1992), üç sına önermiştir: SupF, MeanF and L_C . Bu üç sına istatistiği için sıfır hipotezi aynı olup SupF sınaması klasik Chow F -sınamaları ile aynı fikre dayanır. Bu sına için alternatif hipotez zamanın bilinmeyen bir noktasında ani bir rejim değişimi vardır şeklinde tanımlanmıştır. SupF sınaması örneklem çapında budama yapmayı gerektirir. Biz bu çalışmada yazarı takip ederek alt örnekleme (0.10T, 0.90T) olarak aldık. MeanF sınaması tanımlanan modelin istikrarlı bir ilişkiyi yakalayıp yakalamadığını araştırmaktadır. L_C istatistiği yazar tarafından parametre değişimine ilişkin olabilirlik incelenen zaman dönemi boyunca görel olarak sabit ise önerilmektedir. Bu sına istatistiği aynı zamanda değişkenler arasında eştümleşme vardır hipotezini sınamak üzere de kullanılabilir (Hansen, 1992).

¹² Çalışmada aylık reel ihracat verileri ile çalışılmıştır. Serilerin zamana karşı grafikleri ve mevsimsel ortalamaları serilerde mevsimsellik olduğuna işaret etmiştir. Biz bu çalışmada mevsimsel düzeltmede parametrik olmayan bir yöntem olan X11 ailesinden X11 yöntemini basit ve karmaşık yöntemlerle ortaya çıkabilecek bilgi kayıplarından kaçınmak ve böylece ölçme hatasına düşmemek amacıyla kullandık.

¹³ Perron (1989) sınamasından farklı olarak Zivot ve Andrews (1992), kırılma tarihinin içsel olarak tahmin edilmesi gerektiğine vurgu yapmaktadır. ZA sınamasında “dışsal yapısal kırılma yokken birim kök vardır” sıfır hipotezi “seri bir kırılma ile trend-durağandır” alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır. Lee ve Strazicich (2003), içsel iki kırılmalı bir Lagrange çarpanı sınaması önermiştir. LS sınamasının hem sıfır hem de alternatif hipotezinde kırılmalar yer almaktadır. Lee ve Strazicich'e (2003) göre, ZA sınamasının temel problemi birim kök vardır sıfır hipotezi altında kırılma(lar)ın olmadığını varsayması ve alternatif hipotezde kırılmaya yer vermesidir. Dolayısıyla ZA sınaması ile elde edilen sonuçlar kırılmaz birim kök vardır hipotezinin reddedildiği şeklinde yorumlanmalıdır.

¹⁴Bu yöntemin yanı sıra seriler arasındaki uzun dönemli ilişki Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) eştümleşme sınaması ile araştırılmıştır. Rank ve maksimum özgül değer sınamaları reel ihracat ile reel ithalat arasında eştümleşme ilişkisi bulunduğuna işaret etmektedir.

Tablo 10: Johansen Eşitümleşme Sınamasının Sonuçları ve Eşitümleşme Vektörleri

Model	Test İstatistiği	Hipotezler		Eşitümleşme Vektörleri
		$r = 0, r > 0$ ($r = 1$)	$r \leq 1$ ($r = 1$) $r > 1$ ($r = 2$)	
Model	Rank (Iz) Sınaması	25.73* [0.001]	0.36 [0.54]	lnihracat = 1.168 lnithalat (24.49)
	Maksimum Özgül Değer	25.97* [0.0006]	0.36 [0.54]	

(Not: p-değerleri köşeli parantez içinde t-istatistikleri ise parantez içinde verilmiştir.)

¹⁵Brown ve diğerleri (1975) çalışmasına dayanan CUSUM ve CUSUMQ ile sınamaları için denklemler aşağıda tanımlanmıştır:

$$\Delta \ln ihracat = c_0 + EC_{t-1} + \sum_{i=1}^3 c_i \Delta \ln ihracat(-i) + \sum_{i=1}^3 d_i \Delta \ln ithalat(-i) + d_4 \text{kuk}94 + d_5 \text{kuk}96$$

$$\Delta \ln ithalat = e_0 + EC_{t-1} + \sum_{i=1}^3 e_i \Delta ihracat(-i) + \sum_{i=1}^3 g_i \Delta ithalat(-i) + g_4 kuk94 + g_5 kuk96$$

Burada EC_{t-1} hata düzeltme modelinin tahmininden elde edilen bir dönem gecikmeli hata düzeltme terimi olup uzun dönem katsayılarının doğrusal bileşimini temsil eder. CUSUM sınaması ilk n tane gözlem kullanılarak sürekli tekrarlanan tahminlerden elde edilen hata terimlerinin birikimli toplamına dayanır. Gözlem sayısının en küçükten başlayarak sürekli olarak artırılması ile elde edilen bu toplam değer grafiği % 5 önem düzeyi için çizilen bandın içinde kalıyorsa katsayıların kararlı olduğu kabul edilir. Hata terimlerinin karelerinin toplamına dayanan CUSUMQ sınaması da benzer şekilde yapılır.

¹⁶ SBC ile seçilen ARDL modeli AIC gibi alternatiflerine karşın daha iyi performans göstermektedir. Bunun nedeni SBC’nin tutarlı bir model seçim ölçütü olmasıdır (Pesaran ve Shin 1999). Ayrıca Panopoulou ve Pittis (2004) çalışmasında Monte Carlo deneyleri ile SBC ve AIC gibi bilgi ölçütlerin ARDL modelinde güvenilir biçimde doğru modeli belirlediğini göstermiştir.

¹⁷ Bu çerçevede yapısal kırılmaları dikkate alarak değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi Gregory ve Hansen (1996) yöntemi ile de incelenmiştir. Trend yok iken sadece sabit terimde kırılma olması durumunda min t -istatistiği -4.84 ile 1999.4 döneminde elde edilmiştir. Trend varken sabit terimde kırılma olması durumunda min t -istatistiği -3.50 ile 2008.3 döneminde elde edilmiştir. Hem sabit terimde hem de trendde kırılma olduğu varsayımı altında sınamma istatistiği -5.03 olup kırılma tarihi 2000.2 dönemine karşılık gelmektedir. İkinci durum hariç % 5 önem düzeyinde reel ihracat ile reel ithalat arasında uzun dönemli denge ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

¹⁸VECM modeli tahminlerinden hareketle de reel ithalatın katsayısının bire eşit olduğu şeklindeki sıfır hipotezi sınanmıştır. Wald sınaması sonucuna göre sıfır hipotezi reddedilebilmektedir. İthalatın tahmin edilen katsayısının 1’e eşit olup olmadığı ($H_0: \beta_1 = 1$) sınanmış ve $\chi^2 = 1259$ bulunmuştur.

¹⁹Nedensellik Toda-Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen yöntem kullanılarak araştırılmıştır. Bu yöntemde gecikmeli terim sayısının k olduğu VAR(k) sisteminde katsayıların anlamlılığı değiştirilmiş Wald istatistiği ile sınanır. Veriler d dereceden tümlleşik ise VAR modeli $k+d$ gecikme ile tahmin edildiğinde, değiştirilmiş Wald istatistiği asimptotik χ^2 dağılımına sahip olacaktır. Modelimizde VAR için optimal gecikme sayısı dört olarak belirlendiğinden nedensellik sınaması uygulayabilmek için 5 gecikmeli VAR modeli tahmin edilmiş ve ilk dört gecikmeli terimin katsayılarının sıfırdan farklı olup olmadığı sınanmıştır. Sınama sonuçları aşağıdaki tabloda görülmektedir. Sınama sonuçlarına göre % 10 anlamlılık düzeyinde reel ihracattan reel ithalata doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.

Tablo 11: Toda-Yamoto Nedensellik Sonuçları (VAR(4/5))

	χ^2 -ist.	p-değeri
Inithalat → Inihracat	177.116	0.000***
Inithalat → Inihracat	4.704	0.319
Inihracat → Inithalat	9.326	0.0535*
Inihracat → Inithalat	104.477	0.000***

KAYNAKÇA

- Akçağlayan, A. (2006) "Tüketim Dalgalanmaları ve Cari İşlemler Dengesi Türkiye Deneyimi, 1987-2003" *İktisat, İşletme ve Finans*, 21(242):34-45.
- Azize, A.C. (2002) "Imports and Exports in 50 Countries Tests of Cointegration and Structural Breaks" *International Review of Economics and Finance*, 11:101-115.
- Bahmani-Oskoei, M. ve Domaç, I. (1995) "The Long-Run Relations between Imports and Exports in an LDC: Evidence from Turkey" *METU Studies in Development*, 22(2):177-189.
- Brown, R.L., Durbin, J. ve Evans, J.M. (1975) "Techniques for Testing in Constancy of Regression Relationships Over Time" *Journal of the Royal Statistical Society*, 37:149-192.
- Dickey, D. ve Fuller, W.A. (1979) "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root" *Journal of the American Statistical Association*, 74:427-431.
- Elliot, G., Rothenberg, T.J. ve Stock, J.H. (1996) "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root" *Econometrica*, 64:813-836.
- Enders, W. (2004) *Applied Econometric Time Series*, 2nd Edition, United States of America, John Wiley and Sons.
- Engle, R.F. ve Granger, C.W.J. (1987) "Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing" *Econometrica*, 55:251-276.
- Göktaş, Ö., Tunali, C.B. ve Hepsağ, A. (2011) "The Sustainability of Current Account Deficits in the Presence of Structural Shift: The Case of Turkey" *Middle Eastern Finance and Economics*, 11:132-141.
- Gregory, A.W. (1994) "Testing for Cointegration in Linear Quadratic Models" *Journal of Business and Economic Statistics*, 12:347-360.
- Gregory, A.W. ve Hansen, B.E. (1996) "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts" *Journal of Econometrics*, 70:99-126.
- Güloğlu, B., İspir, S. ve Seymen, D. (2010) "Türkiye'de Cari Açıkların Sürdürülebilirliğini Etkileyen Temel Makroekonomik Göstergeler" Subaşı vd(eds.) *Küresel Kriz Çerçevesinde Türkiye'nin Cari Açık Sorunsalı*, Ankara, Efil Yayinevi.
- Hakkio, C.S. ve Rush, M. (1991) "Is the Budget Deficit 'Too Large?'" *Economic Inquiry*, 29: 429-445.
- Hansen, B.E. (1992) "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes" *Journal of Business and Economic Statistics*, 10:321-35.
- Haug, A. (1996) "Tests for Cointegration: A Monte Carlo Comparison" *Journal of Econometrics*, 71:89-115.
- Husted, S. (1992) "The Emerging US Current Account Deficit in the 1980s: A Cointegration Analysis" *Review of Economics and Statistics*, 74:159-166.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors" *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12(2-3):231-254.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2):169-209.
- Kennedy, P. (2003) *A Guide to Econometrics*, 5th Edition, MIT Press Books, The MIT Press.
- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2003) "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks" *The Review of Economics and Statistics*, 63:1082-1089.
- Mackinnon, J.G., Alfred, A.H. ve Leo, M. (1999) "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration" *Journal of Applied Econometrics*, 14:563-77.
- Narayan, P.K. (2004) "Reformulating Critical Values for the Bounds F-Statistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji" Monash University, Department of Economics Discussion Paper, No:02/04.
- Ogus, A. ve Sohrabji, N. (2008) "On the Optimality and Sustainability of Turkey's Current Account" *Empirical Economics*, 35(3):543-568.
- Ongan, S. (2008) "The Sustainability of Current Account Deficits and Tourism Receipts in Turkey" *The International Trade Journal*, 22(1):39-62.
- Osterwald-Lenum, M. (1992) "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of Cointegration Rank Test Statistics" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54:461-72.
- Panopoulou, E. ve Pittis, N. (2004) "A Comparison of Autoregressive Distributed Lag and Dynamic OLS Cointegration Estimators in the Case of a Serially Correlated Cointegration Error" *Econometric Journal*, 7:585-617.
- Perron, P. (1989) "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis" *Econometrica*, 57(6):1361-1401.
- Pesaran, M.H. ve Shin, Y. (1999) "An Autoregressi-

ve Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis” Strom, S.(eds.)*Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge, Cambridge University Press.

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.

Selçuk, F. (1997) “Consumption Smoothing and Current Account: Turkish Experience 1987-1996”*METU Studies in Development*, 24:519-529.

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, (2012) 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012 Ödemeler Dengesi Raporu, [http:// www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr), (10.07.2012).

Toda, H.Y. ve Yamamoto, T. (1995) “Statistical Inference in Vector Autoregression with Possibly Integrated Processes”*Journal of Econometrics*, 66: 225-250.

Trehan, B. ve Walsh, C.E. (1991) “Testing Intertemporal Budget Constraints, Theory and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits”*Journal of Money, Credit and Banking*, 23(2):206-223.

Ucan, O ve Putun, M. (2011) “Examining the Sustainability of External Deficits in Turkey”*Middle Eastern Finance and Economics*, 9:75-82.

Utkulu, U. (1998) “Are the Turkish External Deficits Sustainable? Evidence from the Cointegrating Relationship between Exports and Imports”*Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(1):119-132.

Zivot, E. ve Andrews, D.W.K. (1992) “Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”*Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3):251-70.

