

Türkiye’de Cari İşlemler Hesabının Finansmanı: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı*

Sinem YAPAR SAÇIK**
Ebubekir KARAÇAYIR***

ÖZET

Ödemeler bilançosu gereğince bir ülkenin cari açık vermesi durumunda açığın finanse edilmesi, ülkenin borçlanma veya yatırım yoluyla dış kaynak temin etmesi, gerekmektedir. Ülkeye giren sermayenin türü ve yapısı ise cari açığın sonraki dönemlerde artmasında veya azalmasında etkili olabilmektedir. Türkiye ekonomisi sermaye hareketlerinin serbestleşmesinden sonra uluslararası piyasalar ile bütünleşerek hızlı bir dışa açılma sürecine girmiştir. Bu süreçte, sermaye çıkışlarına bağlı olarak ekonomik küçülmenin yaşandığı yıllar haricinde cari açık sorunu varlığını korumuştur. Kriz yılları haricinde ise spekülasyon nitelikli sermaye girişlerine bağlı olarak artan cari açık dış dengenin bozulmasıyla ekonomide krizlerin derinleşmesine neden olmuştur. Bu çalışmanın esas amacı Türkiye’de dışa açılma süreci sonrasında kronikleşen cari açık sorununa çözüm geliştirme amacıyla finansman hesaplarının cari açık üzerindeki etkisini ölçmektir.

Türkiye ekonomisinde 1992 ve 2013 yılları arasında çeyrek dönem veri setiyle ARDL (Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model) analizi kullanılarak cari açığı finanse eden hesapların etkisi kısa ve uzun dönemde tahmin edilmiştir. Çalışmada kullanılan cari açık, portföy yatırımları, doğrudan yatırımlar Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası; özel ve kamu sektörü borç stoku verileri ise Hazine Müsteşarlığı veri sisteminden alınmıştır. ADF ve PP testleri ile yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot ve Andrews birim kök testlerine göre serilerin farklı düzeyde durağanlaştığı tespit edilmiştir. Sınır testi sonuçlarına göre de seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi görülmektedir. Uzun dönem sonuçlarına göre cari açığın azaltılmasında önce doğrudan yatırımlar daha sonra ise portföy yatırımları gelmektedir. Doğrudan yatırım katsayısının portföy yatırım katsayısına göre daha yüksek çıkması, Türkiye’de cari açığın finansmanında doğrudan yatırımlara olan ihtiyacı göstermektedir. Cari açığın finansmanında kullanılan kamu ve özel sektör borçlanmasının ise uzun dönemde etkisi bulunamamıştır. Kısa dönemde ise cari açığın azaltılmasında uzun dönemde olduğu gibi doğrudan yatırımlar ve portföy yatırımları etkili olmaktadır. Ayrıca özel sektör borçlanmasının kısa dönemde cari açık üzerinde olumlu etkisine ulaşılırken kamu borçlarının cari açık üzerindeki etkisine rastlanmamıştır. Uzun dönemden elde edilen hata düzeltme katsayısının bir dönem gecikmeli değerinin kısa dönem modelinde anlamlı ve negatif çıkması ise uzun dönem dengesinden bir sapma olması halinde sistemin tekrar dengeye geleceğini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Cari Açık, Cari Açığın Finansmanı, ARDL.

Çalışmanın Türü: Derleme

The Financing of Current Account in Turkey: ARDL Bound Test Approach

ABSTRACT

As per the balance of international payments, if a country has current deficit, it must be financed and the country must obtain foreign funds by means of borrowing or investment. Type and structure of incoming capital might influence decrease or increase of the current deficit in subsequent periods. The economy of Turkey integrated with international markets and entered into a rapid process of international expansion after liberalization of capital movements. Current deficit issue has existed during this process, except for the periods of recessions caused by capital outflow. The current deficit that has increased due to capital inflow with speculative characteristics caused breach in the external balance and deepened the crisis in economy during the periods other than years of crisis. The aim of this study is to measure the effect of finance calculations on current deficit in order to devise a solution for the current deficit problem in Turkey that has become chronic after the foreign expansion process.

Using ARDL (Autoregressive Distributed Lag) analysis with quarter data set of the period between 1992 and 2003 in the economy of Turkey, effect of balances financing the deficit was estimated for short and long terms. The data on current deficit,

* Bu makale Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat A.B.D. da kabul edilen “Cari İşlemler Hesabının Finansmanı: Türkiye Üzerine Ampirik Bir Uygulama” isimli Yüksek Lisans Tezinden derlenmiştir.

** Yrd. Doç. Dr., Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi

*** Arş. Gör., Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi

portfolio investments and direct investments used in the study was obtained from Central Bank of Turkish Republic; while data on debt stock of private and public sectors was gathered from the information system of the Undersecretariat of Treasury. According to Zivot and Andrews that takes structural break into account and ADF, PP unit root test, series reaches stability at different levels. Cointegration relation among the series was also observed based on bounds test results. According to the long-term results, reduction of current deficit requires direct investments first, and then comes the portfolio investments. Coefficient of direct investment was found to be higher than portfolio coefficient, and this is an implication of need for direct investment for financing current deficit. Effect of public and private sector borrowings on financing current deficit was not clarified in long term. Direct investments and portfolio investments are also influential in the short-term reduction of current deficit. Furthermore, while private sector borrowings were found to have a positive impact on current deficit in short term, no impact of public borrowing was detected. That the value of the error correction coefficient with one period delay obtained from long-term turned out to be significant and negative in the short-term model depicts that the system shall be balanced back in case a deviation from long-term balance takes place.

Keywords: Current Account Deficit, Financing of Current Account Deficit, ARDL.

The type of research: Compilation

1.GİRİŞ

Bir ülkede yerleşik vatandaşların başka bir ülkedeki yerleşikler ile olan mal, hizmet ve faktör hareketliliği kayıtlarının yansıtıldığı ödemeler bilançosunun dört ana hesap kalemi mevcuttur. Bunlardan cari işlemler, sermaye ve finans hesabı otonom nitelikte iken; net hata noksan ve rezervler ise ödemeler bilançosunu denkleştirici niteliktedir. Ülkenin borçlu olduğunu ve elde edilen gelirden daha fazla harcama yaptığını gösteren cari açığın verilmesi halinde, ödemeler bilançosu işleyişi itibariyle bu açığın finanse edilmesi gerekmektedir.

Ülkelerin diğer ülkeler ile olan bütün sermaye hareketleri ise ödemeler bilançosunun sermaye ve finans hesabında izlenmektedir. Bu hesap sermayenin şekli, vade yapısı, sektör ayırımına göre alt hesaplara ayrılmıştır. Sektör ayırımı yapıldığında doğrudan yatırımlar, portföy yatırımları ve diğer yatırımlar olarak sıralanmaktadır. Bu hesaplar da kendi içerisinde doğrudan yatırımlar, yurt içi ve yurtdışına yapılan doğrudan yatırımlar; portföy ve diğer yatırımlar ise varlık ve yükümlülük ayırımına tabi tutulmaktadır. Varlıklar yurt içi yerleşiklerin yurtdışında, yükümlülükler ise yurtdışı yerleşiklerin yurt içindeki alma ve satma işlemlerinden oluşmaktadır. Yapılan bütün ayrımlar ise sistematik şekilde işlemlerin kaydedilmesi içindir.

Cari işlemler hesabında verilen bir açık, sermaye ve finans hesabındaki fazla ile kapatılmaktadır. Sermaye ve finans hesabında sektör ayırımına tabi alt hesaplar cari açığın finansmanında etkili olmaktadır. Cari açığı finanse eden hesaplar sektör ayırımına göre belirlenirken ödemeler bilançosunun çift kayıtlı özelliği gereği varlık ve yükümlülük ayırımına dikkat edilmektedir. Bu ayırım dikkate alınmadan finansman hesaplarının belirlenmesi, cari açığın finansman yapısının gerçekçi olarak yansıtılmamasına neden olmaktadır.

Türkiye ekonomisinde 1980'li yıllarda başlayan finansal dışa açılma süreci 1989 yılında TL'nin diğer para birimlerine konvertibl olduğu döneme kadar devam etmiş, bu tarihten sonra sermaye hareketleri önündeki engeller kaldırılarak, finansal serbestleşme süreci başlamıştır. Finansal serbestleşme sürecine, ülkenin ekonomik koşullarının tam olarak uygun olmadan geçilmesi; döviz kuru ve faiz oranının sermaye girişlerine duyarlılığını arttırmış, bağımsız olarak belirlenmesini engellemiştir. Tam konvertibilite sonrası dönemde, kısa vadeli sermaye akımlarının ülkeye gelmesinde etkili olan yüksek faiz oranları ve aşırı değerli TL; tüketim ve ithalatın yatırıma tercih edilmesinde etkili olurken yurtiçi üreticileri dış rekabete karşı korumakta yetersiz kalmış, ekonomik büyüme yıllarında yurtiçi talep genişlemesine* bağlı olarak cari açık sorunu kronikleşmiştir.

Sermaye hareketlerinin serbestleşmesinin ardından etkisini gösteren cari açık, 2000'li yıllardan sonra faiz oranları, aramalı ve diğer malların ithalatındaki artış, enerji fiyatlarındaki yükselme gibi nedenlerden dolayı önemli düzeylere ulaşmıştır. 2003 yılı sonrasında sermaye girişlerindeki artış beraberinde yurtiçi kredi hacminin** genişlemesine neden olurken cari açığın artmasında etkili olmuştur. Cari açıktaki bu artış ise

* Togan ve Ersel (2004) çalışmalarında 1988:1-2003:2 dönemleri arasında aylık verileri kullanarak oluşturdukları regresyonda yurtiçi toplam mal ve hizmet talebinde artış olması durumunda GSYİH içerisinde faiz dışı cari açığın arttığı sonucuna ulaşmıştır.

** Bu dönemde enflasyonun düşmesi ve yurtiçi faiz oranlarındaki gerilemeye bağlı olarak bankacılık kredi hacminin genişlemesi cari açığın artmasında etkili olmuştur. Mangır ve Erdoğan (2012) çalışmalarında 2003:1-2011:4 dönemleri arasında VAR modeli ile

özel sektörün dış borçlanması, özelleştirme, doğrudan yatırımlar ve kaynağı belirsiz şekilde* finanse edilmeye çalışılmıştır. Cari açığın finansmanın spekülatif sermaye hareketlerine bağımlı yapısı ise cari açığın artmasında etkili olmaktadır. Bu çalışmanın amacı da cari açığı finanse ettiği düşünülen hesapların cari açık üzerindeki etkisini ölçmektir. Bu nedenle çalışmanın ampirik kısmında sermaye hareketleri üzerinde engellemelerin kaldırıldığı, tam konvertibilite sonrası dönem incelenmiştir. Türkiye ekonomisinde cari açığın finansman sorununun incelendiği bu çalışma iki bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde ampirik literatür taraması yapıldıktan sonra ikinci bölümde veri ve metodoloji hakkında bilgi verilerek uygulama sonuçları aktarılmıştır.

1.1. Ampirik Literatür

Türkiye ekonomisi için literatürde cari açık ile ilgili yapılmış çalışmalar, cari açığın nedenleri ve sürdürülebilirliği konularında yoğunlaşırken finansmanı konusunda yapılan çalışmaların sayıca az olduğu görülmüştür. Ampirik uygulamanın sermaye hareketlerinin serbestleşmesinden sonraki dönem için yapılmış olması ve diğer çalışmalarda kullanılan ve cari açığın finansmanında etkili olduğu düşünülen farklı değişkenlerin birlikte değerlendirilmesi nedeniyle çalışmanın literatüre katkı sağlanması beklenmektedir. Ayrıca literatür taramasında cari açığın finansmanı konusunda, çalışmada kullanılan ARDL analizinin yöntem olarak kullanıldığı başka bir çalışmaya ulaşılmamıştır.

Yan (2007) çalışmasında gelişmiş (G-7 Ülkeleri) ve gelişmekte (Arjantin, Brezilya, Meksika, Endonezya, Filipinler, Güney Kore ve Tayland) olan ülke ekonomilerinde, finans hesabın alt kalemleri; doğrudan yabancı yatırımcılar, portföy yatırımları ve ağırlıkta banka kredilerinden oluşan diğer yatırımların cari açığa olan etkisini Granger nedensellik testini kullanarak incelemiştir. Çalışmada ülkelere uygun dönemler seçilmiş olup genel olarak sermaye girişlerinin serbest bırakıldığı 1980 ve 1990'lı yıllardan 2003 yılına kadar çeyrek dönemli veriler kullanılmıştır. Ulaşılan ampirik sonuçlara göre gelişmekte olan ülkeler arasında Endonezya haricinde finans hesabının alt kalemlerinden en az bir veya iki tanesinin cari açığı arttırıcı etkisi bulunmaktadır. Gelişmiş ülkelerde Almanya ve Japonya'da finans hesaplarından iki tanesi, Kanada ve İtalya'da finans hesaplarından bir tanesinin cari açığı arttırıcı etkisi bulunmuştur. Diğer gelişmiş ülkelerde (Fransa, Amerika Birleşik Devletleri ve Birleşik Krallık) ise finans hesaplarında, cari açığı arttırıcı bir etki tespit edilmemiştir.

Zafır ve Sezgin (2012) çalışmalarında Türkiye'de doğrudan yatırımların cari açığın finansmanında etkisini analiz etmek için kısa ve uzun dönemde cari açığın finansmanında etkili olan sermaye hareketlerini incelemişlerdir. Yazarlar çalışmayı 1992 ve 2011 yılları arasında çeyrek dönem verilerini kullanarak eş bütünleşme ve nedensellik testlerini kullanarak gerçekleştirmişlerdir. Yapılan test sonuçlarına göre kısa ve uzun dönemde cari açığın finansmanında sermaye hesaplarında önce doğrudan yatırımların daha sonra portföy yatırımlarının diğer hesaplara göre etkili olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Yan ve Yang (2012) çalışmalarında doğrudan yabancı yatırımlar ve cari açık arasındaki ilişkiyi 1987-2006 yılları arasında gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için Granger nedensellik testlerini kullanarak incelemiştir. Makroekonomi, finansal ve kurumsal değerlerin kontrol değişkeni olarak eklendiği modelde, nedensellik yönü gelişmekte olan ülkelerde doğrudan yatırımlardan cari açığa, gelişmiş ülkelerde ise cari açıktan doğrudan yatırımlara olarak tespit edilmiştir. Ayrıca gelişmekte olan ülkelerde cari açık ile doğrudan yatırımlar arasında neredeyse olmayan bir nedensel ilişkinin tespit edilmesi yerli ve yabancı yatırımcıların, yatırım kararlarını alırken birbirlerinden etkilenmediğini göstermektedir.

Değer ve Ay (2013) çalışmalarında doğrudan yabancı yatırımlar ile cari açık arasındaki ilişkiyi 1990-2011 yılları arasında otuz orta üstü gelişmekte olan ülke için dinamik nedensellik testini kullanarak sınımışlardır. Ulaşılan ampirik sonuçlara göre bu ülkelerde doğrudan yatırımlar ve cari açıklar arasında çift yönlü

cari işlemler dengesi, toplam krediler ve tüfe bazlı reel döviz kuru aylık verilerini kullanarak cari işlemler dengesinin on dönem içerisinde en önemli belirleyicisinin toplam krediler olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

* Ödemeler bilançosunda cari açık ile sermaye hesabı arasındaki denkleştirici hesap olarak kabul edilen, küçük farkların yansıtılması gereken net hata ve noksan 2000 yılı sonrasında (özellikle 2009 ve 2011 yıllarında) önemli düzeylere ulaşmış ve cari açığın finansmanında etkili olmuştur. Net hata ve noksan hesabındaki değişimin nedenleri çalışmanın derlendiği tezde ayrıntılı olarak irdelenmiştir.

nedensellik ilişki sonucuna ulaşılmıştır. Ulaşılan bu sonuç, doğrudan yatırımların ithalatın artmasında ve bu ülkelerden yurt dışına kâr transferinin yapılmasında etkili olduğunu göstermektedir.

Göçer (2013) çalışmasında Türkiye'de cari açığın nedenleri, finansman kalitesini ve sürdürülebilirliğini incelemiştir. VAR modeli ve varyans ayrıştırma metodu ile, 1992-2012 yılları arasında aylık verilerle cari açığın finansman kalitesi belirlenmeye çalışılmıştır. İncelenen dönem içerisinde cari açığın finansmanı öncelikli olarak portföy yatırımları ile daha sonra sırasıyla, rezerv varlıkları, net hata ve noksan hesabı, doğrudan yatırımlar ve diğer yatırımlar ile gerçekleştirilmiştir. Ulaşılan ampirik sonuçlara göre ülkedeki doğrudan yatırımların finansman içindeki payının az olması finansman kalitesinin iyi olmadığını göstermektedir.

Mercan ve Yurttançıkılmaz (2013) çalışmalarında doğrudan yabancı yatırımlar ve ekonomik büyümenin cari açık üzerindeki etkisini Türkiye ekonomisi için 1991 ve 2013 yılları arasında çeyrek dönemi verileriyle ARDL sınır testi yaklaşımını kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen ampirik sonuçlara göre doğrudan yatırımlar ve ekonomik büyüme değişkenleri cari açığı azaltıcı yönde ve istatistikî olarak da anlamlı bulunmuştur. Fakat ekonomik büyüme değişkeninin, doğrudan yatırımlara göre cari açığı azaltıcı yönündeki etkisi oldukça sınırlı düzeydedir. Yazarlar cari açığın finansmanında doğrudan yatırımların etkili bir finans hesabı olduğuna dikkat çekmişlerdir.

Siddiqui vd. (2013) çalışmalarında doğrudan yabancı yatırımlar ve cari açık arasındaki ilişkiyi Pakistan ekonomisi için 1976-2005 yılları arasında çeyrek dönem verileriyle Granger nedensellik testini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen ampirik sonuçlara göre doğrudan yatırımlardan cari açığa doğru tek yönlü uzun dönemli bir ilişkinin varlığı sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönemde doğrudan yatırımların cari işlemler dengesini, yurtdışına yapılan kâr transferleri nedeniyle bozucu etkisi olduğunu vurgulayan yazarlar, doğrudan yatırımların ülkeye çekilmesine yönelik politikalarda önlem alınması gerekliliğine dikkat çekmişlerdir.

Ayhan (2014) çalışmasında portföy girişleri ve cari açık ilişkisini BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika) ve Türkiye için 1994-2009 dönemi için panel veri setini kullanarak incelemiştir. Ulaşılan ampirik sonuçlara göre incelen ülkelerdeki portföy girişleri cari açığın granger nedeni olarak belirlenmiştir. Bu durum cari açıkların azaltılması için uygulanan politikaların sermaye girişlerini teşvik etmesi durumunda başarısız olacağı anlamına gelmektedir.

Garg ve Prabhees (2014) çalışmalarında sermaye hesapları ve cari işlemler hesabı arasındaki ilişkiyi Hindistan ekonomisi için 1990-2011 yılları arasında çeyrek dönem verileri ile Granger nedensellik testini kullanarak incelemişlerdir. Ulaşılan ampirik sonuçlara göre yabancı portföy yatırımları ve reel döviz kurları, cari işlemler hesabın granger nedenidir. Bulunan bu sonuç yabancı portföy yatırımlarındaki artışın yerel para biriminin değerlendirilmesine neden olarak cari işlemler dengesinde bozulmaya yol açtığı yönündedir. Cari işlemler dengesindeki bozulmayı engellemek için özellikle portföy hareketliliğinden önce finansal sistemin gelişimi sağlanmalıdır.

2. Ekonometrik Analiz

2.1. Model ve Veri Seti

Çalışmada 1992Q1-2013Q4 dönemi verileri (çeyrek dönemlik) ile Türkiye'de cari açığın finansmanında etkili olan değişkenler analiz edilmek istenmiştir. Çalışmada kullanılan cari açık, doğrudan yatırımlar ve portföy yatırımları TCMB; kamu ve özel sektör borçlanma verileri ise Hazine Müsteşarlığı veri sisteminden alınmıştır. Kullanılan veriler ve ilgili açıklamalar Tablo 1'de sunulmuştur. Çalışmada birim kök testleri ve sınır testi Eviews7.1, ARDL uzun ve kısa dönem testleri ise Microfit 4.1, paket programları ile gerçekleştirilmiştir.

Tablo 1. Verilerin Açıklaması

Veriler	Açıklama
ca	Cari açık, census x12 yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır.
dy	Doğrudan yatırımlar (yurt içinde), censusx12 yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır.
kb	TCMB ve genel hükümete ait kısa ve uzun vadeli dış borçlanma stoku
ob	Finansal ve finansal olmayan sektörlere ait kısa ve uzun vadeli dış borçlanma stoku
py	Portföy yatırımları yükümlülük, censusx12 yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır.

2.2. Durağanlık Analizi

Zaman serilerinde, modelde kullanılacak serilerin durağanlığının tespiti stokastik sürecin zamana bağlı olarak değişip değişmediğine bağlı olarak gerekli görülmektedir. Kullanılan serilerin durağan olmadığı durumda, serilerin geçmiş ve gelecek değerini cebirsel olarak ifade etmek mümkün olmayacaktır. Durağan olmayan serilerin ortalaması zamanla değişirken durağan serilerin ortalaması zamanla değişmemektedir. Serilerin durağan olmaması durumunda otokorelasyon sorunu veya sahte regresyon sorunu oluşmakta, bu serilerle tahmin edilen modellerin raporlamasına ise güvenilmemektedir (Kutlar, 2000:12-13).

Seçilen zaman serilerinin durağan olup olmadığını test etmek için iki farklı yöntem önerilmektedir: Korelogram testi ve birim kök testi. Koreogram testi zaman serisinde trend ve mevsimselliği göstermede başvurulan ve parametrik yapıda olmayan testler olup birim kök tespitinde bazı durumlarda belirsizliklere neden olmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010:306). Serilerin durağan olup olmadığını anlamak için, önceki dönemdeki değerlerinin her dönemde aldığı değerlere olan etkisinin incelenmesi gerekmektedir.

$$Y_t = \theta Y_{t-1} + u_t(1)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \theta Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = Y_{t-1}(\theta - 1) + u_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t(2)$$

Birim kök sınavının yapılması için θ katsayısının bir eşiğe eşit olup olmadığını sınavması gerekmektedir. SEK (Sıradan En Küçük Kareler) yöntemiyle (1) numaralı denklemin tahmin edilememesi ve t sınavıyla θ katsayısının sınavması nedeniyle, (1) numaralı denklemde, eşitliğin her iki tarafı serinin bir önceki değerinden çıkarılarak (2) numaralı denklem oluşturulmuştur (Gujarati ve Porter, 2012: 754-755).

$$H_0 = \delta \geq 0 \text{ (Seri durağan dışı),}$$

$$H_1 = \delta < 0 \text{ (Seri durağan)}$$

Birim kök sınavında $H_0: \delta = 0$ veya $\theta = 1$ hipotezi Dickey Fuller (1979) tarafından kullanılan τ (tau) istatistikleri ile sınavmaktadır. H_0 hipotezi red edildiğinde ise serilerin durağan olmasına bağlı olarak t istatistiği kullanılabilir. Birim kök testlerinde sıklıkla tercih edilen ADF testi (2) numaralı eşitlikte hata teriminin korelasyonlu olması durumunda da uygulanabilmektedir. ADF testi, (2) numaralı denklemdeki bağımsız değişkenin önceki dönem değerlerinin modele eklenmesi ile yapılmaktadır (Gujarati ve Porter, 2012:757). Hesaplanan τ istatistiğinin mutlak değeri farklı anlamlılık düzeylerine karşılık gelen MacKinnon kritik değerlerinden büyükse H_0 red, küçükse H_0 kabul sonucuna ulaşılır (Tari, 2005:395).

Dickey Fuller birim kök sınavı, modelde yer alan hata teriminin korelasyon içermediğini varsayarken, ADF birim kök sınavı ise bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele eklenerek korelasyon ilişkisini gözlemiştir. Phillips Perron (1988) birim kök sınavında ise katsayısal olmayan istatistikî yöntemler kullanılmaktadır. PP testi ADF testi ile karşılaştırıldığında modele bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenmez; fakat ADF hipotez sınavına benzer bir sınav tekniği mevcuttur (Gujarati ve Porter, 2012:758).

Modelde kullanılan değişkenlerin durağan seviyelerini saptamak amacıyla değişkenlere ADF, PP ve ZA Birim kök testleri uygulanmıştır. Bilindiği üzere zaman serilerinde kullanılan değişkenlerin durağan olması, istatistikî anlamlılık bakımından ön koşul olarak kabul edilmektedir. ADF ve PP birim kök testlerinde serinin birim kök içerdiği sıfır hipotezine karşın durağan olduğu alternatif hipotez test edilmektedir. Değişkenlere uygulanan birim kök testlerinde, gecikme uzunluğunun tespiti SBC bilgi kriterine göre yapılırken, maksimum gecikme uzunluğu beş olarak seçilmiştir.

Tablo 2. ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

	ADF Test			Phillips- Perron Test		
	Düzye Değeri		Birinci Fark	Düzye Değeri		Birinci Fark
	Sabit	Sabit Trend	Sabit	Sabit	Sabit Trend	Sabit
ca	-1.246 (1)	-3.277(1)	-6.672*(0)	-1.076 (3)	-2.851 (3)	-6.684* (1)
dy	-1.863 (3)	-3.063(3)	-5.535*(3)	-3.356* (6)	-5.417* (6)	-18.636* (4)
kb	-0.204(0)	-1.578 (0)	-9.500*(0)	0.218(2)	-1.666 (3)	-9.502* (3)
ob	1.397(1)	-1.040(1)	-4.311*(0)	1.873 (5)	-0.788 (5)	-4.285* (2)
py	-4.532*(0)	-5.291*(0)	-9.592*(1)	-4.523* (4)	-5.320* (3)	-14.213* (6)

ADF testi gecikme uzunlukları (maksimum 5) SBC bilgi kriterine göre otomatik olarak seçilmiştir.
PP testi Bant Genişliği ise Newey - West Bandwith esas alınarak otomatik olarak seçilmiştir.

* ve ** sırası ile 0.01, 0.05 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 2'de ADF ve PP testlerine göre birim kök test sonuçları yansıtılmıştır. ADF ve PP testlerinde hesaplanan değerlerin mutlak değer olarak %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerinden küçük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilememekte, birim kökün olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Buna göre ADF testinde sadece py serisi sabit, sabit ve trendin birlikte bulunduğu modelde seviye değerinde durağan, diğer bütün değişkenler ise birinci farklarında durağan bulunmuştur. PP testine göre ise py ve dy serileri sabit, sabit ve trendin birlikte bulunduğu modelde seviye değerinde durağan, diğer bütün değişkenler birinci farklarında durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Birim kök testlerinde yapısal kırılmanın dikkate alındığı Perron (1989) yaklaşımında kırılma zamanı bilinmektedir. Yapısal kırılmayı dikkate alarak geliştirilen bir diğer birim kök testi Zivot ve Andrews (1992) testinde ise kırılma zamanı içsel olarak tahmin edilmektedir. ZA testi, yapısal kırılma zamanının, modele Perron yaklaşımında olduğu gibi dışsal olarak belirlenmesi durumunda hipotez test sonuçlarının birim kökünün reddi yönünde değişeceğini öngörmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010:431).

Model A;

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU_t(\lambda) + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

Model B;

$$Y_t = \alpha_0 + \gamma DT_t(\lambda) + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

Model C;

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU_t(\lambda) + \gamma DT_t(\lambda) + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (5)$$

Regresyon denkleminin tahminine dayanan ZA testinde, ADF birim kök testi ile bütün kırılma noktaları için regresyon tahmini yapılmakta ve tahmini yapılan parametreler için t istatistiği hesaplanmaktadır. İçsel olarak belirlenen bir tek kırılma noktasında otonom ve trend fonksiyonu eğiminde (TB) trend durağan hipotezine alternatif birim kök temel hipotezi test edilmektedir. ZA testinin uygulanmasında tahmin edilen denklemler arasında (3) numaralı denklem olan model A, sabitteki kırılmayı; (4) numaralı denklem olan model B, trenddeki kırılmayı; (5) numaralı denklem olan model C ise sabitteki ve trenddeki kırılmayı göstermektedir (Yavuz, 2006: 166).

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1, & t > TB \\ 0, & \text{diğer} \end{cases} \quad \text{ve} \quad DT_t(\lambda) = \begin{cases} t - TB, & t > TB \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$$

İncelenen dönem içerisinde, Türkiye ekonomisinde birçok ekonomik krizlerin yaşanması yapısal reformların gerçekleşmesi, serilerde yapısal bir kırılma ihtimalini artırmıştır. Serilerde yapısal kırılmanın

olması durumunda, geleneksel birim kök testlerine göre ZA testi daha güvenilir sonuçlar vermektedir. Literatürde sıklıkla model A (sabitte kırılmanın temsil edildiği) ve model C (sabit ve trendde kırılmanın temsil edildiği) için ZA testi tahmin edilmekte ve yapısal kırılmanın olduğu modellerde kırılma dönemleri için kukla değişkenler modele ilave edilmektedir.

Tablo 3. Zivot -Andrews Yapısal Kırılma Test Sonuçları

Değişkenler	Model	Kırılma Dönemi	t istatistiği	Seçilen Gecikme Uzunluğu
ca	A	2010Q3	-5.244*	2
	C	2001Q1	-5.326**	2
dy	A	2005Q3	-4.421	4
	C	2005Q3	-4.980	4
kb	A	2001Q3	-3.476	5
	C	2001Q3	-3.715	5
ob	A	2006Q1	-2.135	1
	C	2005Q2	-3.850	1
py	A	2010Q1	-6.252*	0
	C	2007Q2	-6.268*	0

Maksimum gecikme uzunluğu beş seçilmiştir.

* ve ** sırasıyla 0.01, 0.05 düzeyinde anlamlık.

ZA testi sonuçlarına göre hesaplanan t istatistiğinin, kritik değerlerden mutlak değer olarak küçük çıktığı modellerde yapısal kırılma olmadan seride birim kökün olduğunu gösteren hipotez reddedilememekte tersi durumda ise hipotezin reddine karar verilmektedir. Buna göre ca ve py serilerinde, Model A ve Model C için yapısal kırılma ile düzey değerlerinde durağan iken diğer seriler birinci farklarında durağan olmaktadır. ZA yapısal kırılma testinde belirlenen kırılma noktaları esas alınarak iki farklı kukla değişken modele eklenmiştir. Buna göre D₁, ca serisindeki sabitte kırılmanın yaşandığı model A'daki 2010Q3 dönemimi; D₂ ise py serisindeki sabit ve eğimdeki kırılmanın yaşandığı model C'deki 2007Q2 dönemindeki yapısal kırılmayı gösteren kukla değişkenlerdir. Modelde kullanılan serilerin farklı seviyelerde (I(0) ve I(1)) durağan çıkması nedeniyle seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin tespiti için Pesaran tarafından geliştirilen Sınır Testi uygulanmıştır.

2.3. Eşbütünleşme Analizi

Bir modelde eş bütünleşmenin var olup olmadığına yönelik çeşitli testler geliştirilmiş olup, modelde kullanılan serilerin farklı seviyelerde durağan olması durumunda Pesaran vd.(2001) tarafından geliştirilen Sınır Testi uygulanmaktadır. Sınır Testi yaklaşımı ve eş bütünleşmenin varlığı durumunda uzun ve kısa dönem uygulaması genel olarak ARDL (Autogressive Distributed Lag) yaklaşımı dahilinde gerçekleştirilmektedir. Çok değişkenli zaman serilerinde, bazı serilerin düzey değerlerinde bazı serilerin ise birinci farklarında durağan olması durumunda uygulanan ARDL yaklaşımı iki aşamadan oluşmaktadır. İlk aşamada Sınır Testi ile değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin varlığı test edilmekte, uzun dönem ilişkinin varlığında ise ikinci aşamaya geçilebilmektedir. İkinci aşamada ise uzun ve kısa döneme ait parametreler üretilmekte ve tahmin edilmektedir (Şoltan, 2009:61).

$$\begin{aligned} \Delta ca &= \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_1 i \Delta ca_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_2 i \Delta dy_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_3 i \Delta kb_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^m \beta_4 i \Delta ob_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_5 i \Delta py_{t-i} + \beta_6 ca_{t-1} + \beta_7 dy_{t-1} + \beta_8 kb_{t-1} \\ &+ \beta_9 ob_{t-1} + \beta_{10} py_{t-1} + \beta_{11} d_1 + \beta_{12} d_6 + trend + e_t \quad (6) \end{aligned}$$

Uygulanacak Sınır Testinin çalışmada kullanılan serilere uyumlaştırılmış, kısıtlanmamış hata düzeltme modeline dayanan eş bütünleşme testi modele trend ekli şekilde (6) numaralı denklemde yazılmıştır.

Modelde yer alan bağımlı ve bağımsız değişkenlerdeki her bir gecikmenin farkı açıklanan değişkende meydana gelen değişimleri temsil ederken kısa dönem etkileri taşımaktadır.

Tablo 4. Sınır Testi İçin Uygun Gecikme Uzunluğunun Seçimi

m	SBC	LM Testi	
		$\chi^2(1)$	$\chi^2(4)$
1	17.567	0.08	0.13
2	17.711	0.04	0.07
3	17.795	0.08	0.00
4	17.658	0.14	0.06
5	17.814	0.04	0.00

En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle tahmin edilen denklemlerde gecikme uzunluğu SBC bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Seçilen gecikme uzunluğunda tahmin edilen modelin hata teriminde güvenilir sonuçlara ulaşılabilmesi için otokorelasyonun olmaması gerekmektedir. Maksimum 5 gecikmenin alındığı SBC bilgi kriterlerine göre 1.gecikmenin olduğu model uygun olup bu gecikme düzeyinde tahmin edilen denklemde, Breusch-Goldfrey testi sonucunda hata terimleri arasında otokorelasyona rastlanmamıştır.

$$H_0 : \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = 0$$

$$H_1 : \beta_6 \neq \beta_7 \neq \beta_8 \neq \beta_9 \neq \beta_{10} \neq 0$$

Uygun gecikme uzunluğunda sınır testi modeli tahmin edildikten sonra, eş bütünleşme testi yapılmıştır. Eş bütünleşme ilişkisinin bulunmadığını işaret eden sıfır hipotezi, eş bütünleşme ilişkisine işaret eden alternatif hipotez karşısında sınamıştır. Modele uygun kurulan hipotezler ise yukarıda yazılmıştır.

Tablo 5. Sınır Testinde Hesaplanan F İstatistiğinin Kritik Değerler ile Karşılaştırılması

K	F İstatistiği	%1 anlamlılık düzeyinde Kritik Değer	
		Alt Sınır	Üst Sınır
4	9.29	4.40	5.72

Dört bağımsız değişken için yapılan sınamada hesaplanan F istatistiği % 1 anlamlılık düzeyinde Pesaran vd.(2001) tarafından belirlenen kritik değerlerinden yüksek olduğundan H_0 hipotezi reddedilmekte seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinden bahsedilmektedir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin tespitinden sonra seriler arasından uzun ve kısa dönemli ilişkilerin test edilebilmesi amacıyla ARDL modeli kurulmuştur.

2.4. ARDL Modeli

Pesaran tarafından geliştirilen Sınır Testi yaklaşımı ile seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin tahmin edilebilmesi için, diğer eş bütünleşme testlerinde olduğu gibi serilerin aynı düzeyde durağan olmalarını gerekli görmemektedir. ARDL modelinin, küçük örneklerde güvenilir sonuçlar vermesi ayrıca hata düzeltme modeli ile uzun dönem bilgisi kaybedilmeden kısa ve uzun dönem dengesi bütünleşebilmesi önemli avantajları arasındadır.

$$ca = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_1 ica_{t-i} + \sum_{l=0}^m \beta_2 idy_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_3 ikb_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_4 iob_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_5 ipy_{t-i} + \beta_6 d_1 + \beta_7 d_2 + trend + u_t \quad (7)$$

Seriler arasında tahmin edilen uzun dönem ilişkiyi gösteren denklemin çalışmaya uyarlanmış formu (7) numaralı denklemde yazılmıştır. Modelde “m” uygun gecikme uzunluğunu temsil etmekte olup maksimum beş olacak şekilde SBC bilgi kriterine göre belirlenmiştir.

Tablo 6. ARDL Uzun Dönem Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği [p-değeri]
CA(-1)	.69401	.092001	7.5434[.000]*
CA(-2)	-.094362	.12084	-.78090[.437]
CA(-3)	.034549	.12658	.27295[.786]
CA(-4)	-.29230	.088054	-3.3196[.001]*
DY	-.37626	.10643	-3.5352[.001]*
KB	-.013433	.019483	-.68948[.493]
OB	-.15725	.026516	-5.9303[.000]*
OB(-1)	.15897	.027537	5.7728[.000]*
PY	-.11973	.046210	-2.5911[.012]**
C	896.5352	758.2976	1.1823[.241]
D1	-3003.3	696.0399	-4.3148[.000]*
D2	-2623.3	820.8725	-3.1957[.002]*
TREND	-11.9791	27.2790	-.43913[.662]
$\bar{R}^2 = .97055$, SBC=-714.9820, AIC= -699.2595, DW=2.1503, $\chi^2_{BG} = 4.0874[.394]$, $F_{FF}(1,69)=1.2370[.270]$, $\chi^2_{NORM}^{(2)} = 1.6132[.446]$, $F_{HET}(1,81)=.79392[.373]$			

* ve ** sırası ile 0.01, 0.05 düzeyinde anlamlılık

Tablo 6'da belirlenen gecikme uzunluğuna göre tahmin edilen uzun dönem ilişkinin test sonuçları yansıtılmıştır. χ^2_{BG} , F_{FF} , $\chi^2_{NORM}^{(2)}$, F_{HET} kısaltmaları sırasıyla Breusch- Goldfrey ardışık bağımlılık LM sınavasını, Ramsey fonksiyonel form sınavasını, hata teriminin normal dağılımı için LM sınavasını, White değişen varyans sınavasını göstermektedir. ARDL(4,0,0,1,0) uzun dönem denkleminin tahmin edildiği modele ait tanısal test sonuçları, modelin sapmasız ve tutarlı olduğunu göstermektedir. Tahmin edilen ARDL(4,0,0,1,0) modelinden uzun dönem katsayılar elde edilebilmektedir. Hesaplanan uzun dönem katsayılarının işaretine ve istatistiksel anlamlığına bakılarak, modelde kullanılan değişkenler için uzun dönem ilişkisi ifade edilmektedir.

Tablo 7. ARDL Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği [p-değeri]
DY	-.57172	.13791	-4.1456[.000]*
KB	-.020412	.029292	-.69684[.488]
OB	.0026095	.015718	.16602[.869]
PY	-.18194	.073755	-2.4668[.016]**
C	1362.3	1130.1	1.2055[.232]
D1	-4563.5	846.5457	-5.3908[.000]*
D2	-3986.1	1338.7	-2.9777[.004]*
TREND	-18.2022	41.8662	-.43477[.665]

* ve ** sırası ile 0.01, 0.05 düzeyinde anlamlılık

ARDL (4,0,0,1,0) modelinden hareketle belirlenen uzun dönem katsayıları Tablo 7'de sunulmuştur. Cari açığın finansmanında uzun dönemde dy, py, kb değişkenlerinin işareti teorik beklentilere uygun olarak negatif çıkmıştır. Ayrıca dy ve pydeğişkenleri istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Ayrıca modele kukla değişken olarak eklenen D1 ve D2 değişkenleri de istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuçlara göre cari açığın azaltılmasında uzun dönemde en çok etkili hesap doğrudan yatırımlar (katsayısı 0.57) daha sonra ise portföy yatırımlarının (katsayısı 0.18) olduğu tespit edilmiştir. Bulunan bu sonuç uzun dönemde cari açığın finansmanında doğrudan yatırımların tercih edilmesinin finansman kalitesini arttırdığı ve cari açığın azaltılmasında sağlıklı bir finansman yöntemi olduğunu doğrulamaktadır.

$$\Delta ca = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_1 i \Delta ca_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_2 i \Delta dy_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_3 i \Delta kb_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_4 i \Delta ob_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_5 i \Delta py_{t-i} + \beta_6 d_1 + \beta_7 d_2 + \beta_8 ecm_{t-1} + trend + \varepsilon_t \quad (8)$$

ARDL modelinde seriler arasında uzun dönem tahmini yapıldıktan sonra, kısa dönem tahmini de yapılabilmektedir. (8) numaralı denklemde, kısa dönem ilişkinin tahmin edildiği kısıtsız hata düzeltme modeli yazılmıştır. Bu modelde uzun dönem modeline ait elde edilen hata teriminin bir dönem gecikmeli değeri, değişken olarak ilave edilmiştir. İlave edilen bu değişken modelde ecm_{t-1} olarak ifade edilmekte ve kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltilileceğini göstermektedir. Bu katsayının ise negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıkması beklenmektedir.

Tablo 8. ARDL Kısa Dönem Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart	t-istatistiği [p-değeri]
dCA1	0.35212	0.078308	4.4966[.000]*
dCA2	0.25776	0.084593	3.0470[.003]*
dCA3	0.2923	0.088054	3.3196[.001]*
dDY	-0.37626	0.10643	-3.5352[.001]*
dKB	-0.013433	0.019483	-.68948[.493]
dOB	-0.15725	0.026516	-5.9303[.000]*
dPY	-0.11973	0.04621	-2.5911[.012]**
dC	896.5352	758.2976	1.1823[.241]
dD1	-3003.3	696.0399	-4.3148[.000]*
dD2	-2623.3	820.8725	-3.1957[.002]*
dTREND	-11.9791	27.279	-.43913[.662]
ecm(-1)	-0.65811	0.08073	-8.1520[.000]*

$\bar{R}^2 = .63459$, SBC=-714.9820, AIC= -699.2595, DW=2.1503,

* ve ** sırası ile 0.01, 0.05 düzeyinde anlamlılık

Uzun dönem ARDL(4,0,0,1,0) modeline uygun olarak belirlenmiş kısa dönem ARDL modeli Tablo 8'de yansıtılmıştır. Bu modelde ecm serisinin bir dönem gecikmeli değeri istatistiki olarak anlamlı, katsayı ise negatif bulunmuştur. Hata düzeltme katsayısının -0.65 olması, 1.5 çeyrek dönemde (yaklaşık 4.5 ay) kısa dönemde uzun dönem dengeden bir sapma olması halinde sistemin dengeye geleceğini göstermektedir. Kısa dönemde dy ve py değişkenleri negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Ayrıca ob değişkeni de negatif ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur.

Bulunan sonuçlara göre kısa dönemde cari açığın finansmanında dy ve py değişkenlerinin etkili olması sonuçların uzun dönem ile benzer olduğunu göstermektedir. Cari açığın finansmanında kısa dönemde etkisi olan ob değişkeninin ise bu etkisi uzun dönemde kaybolmuştur. Bu durumun nedeni olarak özel sektör borçlanmasının cari işlemler hesabında faiz ödemelerini arttırarak, finansmanda etkisizleştiği düşünülmektedir. Uzun ve kısa dönemde cari açığın azaltılmasında dy serisinin diğer değişkenlere göre katsayısının yüksek ve istatistiki olarak anlamlı çıkması, Türkiye ekonomisinde cari açığın azaltılmasında doğrudan yatırımların önemini göstermektedir. Model sonuçlarına göre portföy yatırımlarının cari açığın azaltılmasında her iki dönem için etkisinin sınırlı kalması, özel sektör borçlanmasının ise uzun dönemde etkisini kaybetmesi, cari açığın kapatılmasında sıklıkla başvurulan iki hesabında etkili bir finansman kaynağı olmadığını doğrulamaktadır.

Sonuç

Türkiye ekonomisinde cari açığın finansmanında kullanılan sermaye hareketlerinin etkisini ölçmek için 1992 -2013 yılları arasında çeyrek dönem verileri ile yapılan çalışmada doğrudan yatırımlar, portföy yatırımları, kamu ve özel sektör borçlanmasının cari açığa olan etkisi araştırılmıştır. ADF, PP, ZA testi

birim kök sonuçlarına göre çalışmada kullanılan serilerin farklı seviyede durağan çıkmaları nedeniyle eş bütünleşme ilişkisini araştırmak için sınır testi uygulanmıştır. Sınır testi sonuçlarına göre seriler arasında uzun dönemli bir eş bütünleşme ilişkisinin olması ARDL yöntemiyle uzun ve kısa döneme ait tahminlemenin yapılmasına imkan tanımıştır.

Uzun dönemde doğrudan yatırımlar ve portföy yatırımları cari açığın azaltılmasında etkili (doğrudan yatırımların katsayısı 0.56 iken portföy yatırımlarının katsayısı 0.18) olduğu bulgusuna varılmıştır. Her iki değişkenin katsayısı da teorik beklentilere uygun şekilde işareti negatif ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Kamu borçlanması ve özel sektör borçlanmasına ait katsayılar ise uzun dönemde istatistiki olarak anlamlı bulunmamıştır. Kısa dönemde ise doğrudan yatırımlar, portföy yatırımları ve özel sektör borçlanmasına ait katsayılar negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlı, kamu borçlanmasına ait katsayı istatistiki olarak anlamsız olarak tespit edilmiştir. Kısa dönemde modelde kullanılan hata düzeltme katsayısının (0.65) negatif ve istatistiki olarak anlamlı bulunması ise uzun dönem dengesinden bir sapma olması halinde tekrar dengeye gelineceğini göstermektedir.

Doğrudan yatırımlar ve portföy yatırımları ile cari açığın finanse edilmesi için verilen cari açıktan daha fazla sermaye girişine ihtiyaç duyulmaktadır. Bu şekilde giriş yapan sermayenin ülkeye çekilmesi veya ülkeye çekilen sermayenin finansman kalitesini artırıcı politikalar cari açığın azaltılmasında etkili olacaktır. Ayrıca cari açığın finansmanında kamu ve özel sektör borçlanmasının etkisiz bulunması, bunların finansman sistemine dahil edilerek, borçlanma yapısında bir değişim gerçekleşmelidir. Bu değişim ise Türkiye ekonomisinde son dönemde toplam dış borçlanmada özel sektörün payının kamu sektöründen daha fazla olması nedeniyle, özel sektörün borç yapısında gerekli görülmektedir. Alınan borçların döviz kapasitesi yüksek sektörlerde değerlendirilmesi, doğrudan yatırımların cari açığa neden olan sektörlerle yapılması, borç yaratmayan portföy yatırımlarındaki artış, finansmanda başvurulan hesapların etkinliğinin artmasını ve cari açığın sonraki dönemlerde kapanmasını sağlayacaktır.

Kaynakça

- Ayhan, D. (2014). “BRICS-T Ülkelerine Yönelik Portföy Yatırımlarının Cari Açık Üzerindeki Etkisi: Dinamik Panel Veri Analizi”, Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi, sayı:7, s.67-75.
- Değer, S., ve Ay, S. (2013). “Gelişmekte Olan Ülkelerde Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve Cari İşlemler Arasındaki Nedensel İlişkiler (1990-2011)”, Paradoks Ekonomi, Sosyoloji ve Politika Dergisi, sayı:9, s.5-22.
- Garg, B., ve Prabheesh, K. P. (2014). “Casual relationships between the capital account and the current account: an emprical investigation from India”, Applied Economics Letters, p.1-5.
- Göçer, İ. (2013). “Türkiye’de Cari Açığın Nedenleri, Finansman Kalitesi ve Sürdürülebilirliği: Ekonometrik Bir Analiz”, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi ,sayı:8, s.213-242.
- Gujarati, D. N., ve Porter, D. C. (2012). Temel Ekonometri. İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Kutlar, A. (2000). Ekonometrik Zaman Serileri Teori ve Uygulama. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Mangır, F., ve Erdoğan, S. (2012). "Merkez Bankası Finansal İstikrar Tedbirleri: Reel Kur ve Kredilerin Cari Açığa Etkisi", Selçuk Üniversitesi İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi, sayı:24, s.214-260.
- Mercan, M., ve Yurttaçıkılmaz, Z. Ç. (Aralık, 2013). “Doğrudan Yabancı Yatırımlar- Cari İşlemler Açığı İlişkisi: Türkiye İçin Ampirik Bir Analiz”, Bankacılar Dergisi, sayı:87, s.57-78.
- Pesaran, H. M., Shin, Y., ve Smith, R. J. (2001). “Bound Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships”, Journal of Applied Econometrics, vol:16, p. 239-326.
- Sevüktekin, M., ve Nargeleçekenler, M. (2010). Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı. İstanbul: Nobel Yayın Dağıtım.
- Siddiqui, D. A., Ahmad, M. H., ve Asim, M. (2013). “The causal relationship between Foreign Direct Investment and Current Account: an empirical investigation for Pakistan economy”, Theoretical and Applied Econometrics, vol:8, p.93-106.
- Şoltan, T. (2009). “Enerji Tüketimi ile Gayri Safı Yurt İçi Hasıla Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Granger, Toda- Yamamoto ve ARDL Testleri İle İncelenmesi”, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi
- Tarı, R. (2005). Ekonometri. İzmit: Avcı Ofset.

Togan,S., ve Ersel, H. (2004). "Foreign exchange regime, the real exchange rate and current account sustainability: The case of Turkey", ZEI Working Papers B17-2004, ZEI-Center for European Integration Studies, University of Bonn.

Yan, H. (2007). "Does capital mobility finance or cause a current account imbalance?", The Quaterly Review of Economics and Finance, vol:47, p.1-25.

Yan, H., ve Yang, C. (2012). "Are there different linkages of Foreign capital inflows and the current account between industrial countries and emerging markets?", Empir Econ, vol:43, p.25-54.

Zafir, Z. C., ve Sezgin, F. H. (2012). "Analysis of the Effects of Foreign Direct Investment on the Financing of Current Account Deficits in Turkey", International Journal of Business and Social Science, vol:3, p.68-78.

Zivot, E., ve Andrews, D. W. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", Journal of Business and Economic Statics, vol:10, p.251-270.