CARİ AÇIK VE TASARRUF İLİŞKİSİ: CALDÉRON ARGÜMANI BAĞLAMINDA TÜRKİYE ÖRNEĞİ*

Dilara AYLA**
Yakup KÜÇÜKKALE****

Alınış Tarihi: 18 Ekim 2017 **Kabul Tarihi: 16 Ocak 2018**

Öz: Cari açık ile yurtiçi tasarruflar arasındaki ilişki son yılların en çok tartışılan konularından biridir. Yurtiçi tasarruf eksiğini sermaye ithalatı ile giderip yüksek büyüme rakamları tutturmak isteyen ülkeler, doğal olarak cari açık problemiyle karşı karşıya kalmaktadırlar. Bu süreç, ilk bakışta, cari açık ile yurtiçi tasarruf arasında ters yönlü bir ilişki olması gerektiği şeklinde algılanmaktadır. Nitekim yurtiçi tasarruf ne kadar az ise cari açık o kadar büyük olacaktır. Ancak, bazı durumlarda beklentiye uymayan ters sonuçlarla da karşılaşılabilir. Nitekim bu çalışmada, Türkiye örneği incelenirken, cari açık ile yurtiçi tasarruf arasında beklentilere ters bir şekilde- doğru yönlü bir ilişki tespit edilmiş ve bu sürpriz sonucun neden ve nasıl ortaya çıktığı açıklanmaya çalışılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Tasarruf, Cari İşlemler Açığı, Makroekonomi

CURRENT ACCOUNT DEFICIT AND SAVING RELATIONSHIP: THE CASE OF TURKEY ARGUMENT OF CALDÉRON CONTEXT

Abstract: The relationship between current account deficit and domestic savings is one of the most debated topics in recent years. Countries that want to eliminate the lack of domestic savings with capital imports and maintain high growth rates are naturally facing the current account deficit problem. This process, at first sight, is perceived as a reverse relationship between current account deficit and domestic savings. Because, the smaller the domestic savings, the bigger the current account deficit. However, in some cases, the opposite result may be encountered that does not meet expectations. As a matter of fact, in this study, while examining the Turkish case, a positive relationship between the current account deficit and domestic savings was found -opposite to the expectations-, and it was attempted to explain why and how this surprise result emerged.

Keywords: Saving, Current Account Deficit, Macroeconomics

I. Giriş

Türkiye'nin dünya ekonomisiyle olan entegrasyon süreci, 1980'li yıllarda uygulamaya konulan finansal serbestleşme ve dışa açık ekonomi politikaları ile başlamıştır. Bu sürecin başlamasıyla birlikte iç ekonomik denge açısından da önem taşıyan dış ekonomik dengenin sağlanması hususu

*Bu çalışma, Mayıs 2017 tarihinde, Karadeniz Teknik Üniversitesi/Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Doktora Programında sunulan "Cari Açık ve Tasarruf İlişkisi: Türkiye Örneği" adlı doktora tezinden türetilmiştir.

** Dr. Öğr. Üyesi Dilara AYLA, RTEÜ, Fındıklı Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu
*** Prof. Dr. Yakup KÜÇÜKKALE, KTÜ, İİBF, İktisat Bölümü

makroekonomi politikalarının temel amaçları arasındaki yerini almıştır. Bu kapsamda, dış dengenin izlendiği ödemeler bilançosu ve onun alt kalemlerinden olan cari işlemler dengesinin makroekonomik dengeler üzerinde belirleyici bir rol üstlendiği görülmektedir. Cari işlemler dengesinde oluşan bir fazla veya açık durumu, ilgili ülkenin ekonomi dinamiklerini derinden etkileyebilmekte ve cari dengeyi yakından izlenmesi gereken bir hesap kalemi olarak ön plana çıkarmaktadır. Bu bağlamda, Türkiye'de de 1980'li yıllar sonrasında genel olarak sadece kriz dönemlerinde iyileşme gösteren cari işlemler dengesinin seyri ve denge dinamikleri önemi artan bir konu olarak dikkat çekmektedir.

Dünya ekonomisinde yaşanan ekonomik krizlerin de etkisiyle daha çok dikkat çekmeye başlayan cari açık sorununun Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerin yanı sıra gelişmiş ülkeler açısından da önem taşıyan bir problem olduğu aşikârdır. 1980'li yıllardan sonra pek çok ülke cari açık vermeye başlamış ve kronik cari açık problemleri ülkelerin ekonomilerini dış şoklar karşısında kırılgan hale getirmiştir. Dolayısıyla bu durum iktisat yazınında cari açık probleminin nedenleri ve belirleyicileri üzerine odaklanılmasına neden olmuştur. Bu çerçevede, cari işlemler dengesi ve dengeyi etkileyen faktörler, söz konusu faktörlerin etki dinamikleri ve cari açığın sürdürülebilirliği ekonomi literatüründe sıklıkla araştırılan konular arasında yer almıştır. Yapılan çalışmalarda, genel olarak; cari açığın sürdürülebilirliği, finanse edilebilirliği ve ekonomik etkileri açısından çeşitli tespitlerin yapılmış olduğu, spesifik olarak cari açığı etkileyen değişkenlerin belirlenmeye çalışıldığı, cari açığın kısa süreli sermaye hareketleri, büyüme ve borçlanma gibi değişkenlerle olan birebir ilişkilerinin ortaya konulduğu görülmektedir. Cari açığın belirleyicilerine yönelik olarak yapılan pek çok çalışmada genel olarak ele alınan değişkenlerin tasarruf, ekonomik büyüme, emtia fiyatları, döviz kuru, hizmetler dengesi, para arzı, faiz oranı, bütçe açığı, dışa açıklık oranı, ihracatın ithalatı karşılama oranı, dış ticaret dengesi, döviz rezervleri, dış borç stoku ve doğrudan yabancı sermaye yatırımı olduğu gözlenmektedir [Eken (1990), Bilgili ve Bilgili (1998), Zengin (2000), Kutlar ve Şimşek (2001), Utkulu (2003), Arıcan (2005), vb.].

Tasarrufları cari işlemler dengesinin belirleyici arasında ele alan belli başlı çalışmalar; Obstfeld ve Rogoff (1994), Caldéron vd. (2001), Caldéron vd. (2002), Taylor (2002), Herrmann ve Jochem (2005), Aristovnik ve Kumar (2006), Engel ve Rogers (2006), Choi vd. (2008), Ketenci ve Uz (2009), Choi ve Mark (2009), Ketenci (2010), Brissimis vd. (2010), Brissimis vd. (2011), Liang (2012), Murty vd. (2013) ve Şentürk (2014) olarak sıralanabilir.

Bu çalışmada, cari işlemler hesabını etkileyen temel faktörlerden olan tasarruflar, dışa açıklık oranı ve ekonomik büyümenin cari işlemler dengesi üzerindeki etkileri vurgulanmaya çalışılmış ve tespit edilen ilişkiler bağlamında ekonomi politikaları önerilmiştir. Bu kapsamda, birinci bölümde, kullanılan ekonometrik yöntemler kısaca tanıtılırken, ikinci bölümde analiz sonuçları özetlenmiştir. Üçüncü ve son bölümde ise elde edilen bulgular doğrultusunda sonuç ve önerilere yer verilmiştir.

II. Ekonometrik Yöntem

Model çözümlerinde kullanılacak değişkenlerin durağan olup olmadıkları ve eğer durağan iseler hangi seviyede durağan oldukları Dickey-Fuller (1979, 1981) tarafından geliştirilen ADF test tekniği ile belirlenmiştir. ADF test tekniğinde kullanılan prosedür (1) nolu denklemde gösterilmiştir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Trend + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ADF testi, tahmin edilen (1) nolu regresyon denkleminde ρ=0 olup olmadığını test eder. H_0 hipotezi, yani ρ=0 reddediliyorsa, *Y* değişkeninin orijinal seviyesinde durağan olduğuna, aksi durumda durağan olmadığına hükmedilir. Orijinal seviyesinde durağan bulunmayan bir serinin birinci farkının durağan olup olmadığının belirlenmesi için, yukarıdaki test işlemi, serilerin birinci farkları için tekrarlanır. Bu test, seriler durağan bulununcaya kadar ikinci ve hatta üçüncü farkları için de yinelenir. (1) nolu regresyon denkleminde (ρ=0) için hesaplanan geleneksel t-istatistiğinin MacKinnon (1991) tarafından verilen kritik değerler ile karşılaştırılarak, genel alternatifine karşı sınanması, değişkenin test edilen seviyesinde durağan olup olmadığının belirlenmesini sağlar. ADF testinin sağlıklı sonuç vermesi, her şeyden önce tahmin edilen regresyon denkleminin ardışık bağımlılık probleminden uzak olmasına bağlıdır. Söz konusu denklemde ardışık bağımlılık probleminin giderilmesi, bağımlı değişkenin birinci farkının "*k*" dönemlik gecikmesinin açıklayıcı değişken olarak modele katılmasını gerektirmektedir. ADF testine tabi tutulan değişkenlerin "*k*" (gecikme) sayısı, Schwartz'ın bilgi kriteri yardımıyla belirlenmiştir.

Durağan olmayan zaman serilerinin durağan hale getirilmesi için yapılan fark alma işlemi uzun dönem ile ilgili bazı bilgilerin kaybolmasına yol açabilmektedir. Bu nedenle durağanlık koşulunu taşımayan iki veya daha fazla serinin uzun dönem ilişkileri eşbütünleşme analizleri yardımıyla araştırılmaktadır. Eşbütünleşme analizleri, durağan olmayan değişkenlerin doğrusal bileşimi ile ilgilenen analizlerdir. Eşbütünleşik seriler, uzun dönemde aynı stokastik trendi paylaşan seriler olarak tanımlanmaktadır. Buna göre, X ve Y gibi iki farklı serinin stokastik bir trende sahip oldukları ve her iki serinin de birinci farklarında durağan oldukları varsayıldığında, uzun dönemde her iki serinin de aynı stokastik trendi paylaşmaları söz konusu olabilmektedir. Eğer böyle bir durum varsa söz konusu iki seri ko-entegre seriler olarak kabul edilebilecektir (Enders, 1995).

Zaman serilerinin durağan hale getirilmesi için yapılan ilk fark alma işlemi ile durağan hale gelen serilere "bütünleşik seri" adı verilmektedir. Böyle bir durumda ilgili değişkenler arasında bir veya daha fazla durağanlık içeren

doğrusal kombinasyon ilişkisi mevcutsa, bu değişkenlerin eşbütünleşik olması da mümkündür. Şayet eşbütünleşik bir ilişki mevcut ise, değişkenler arasında kararlı bir uzun dönem ya da denge doğrusal ilişkisinin varlığından söz edilebilecektir (Lim ve McAleer, 2001: 1610).

Klasik eşbütünleşme analizlerindeki temel kısıtlama, serilerin aynı seviyede durağan olmalarını gerektirmektedir. Pesaran vd. (1996) tarafından önerilen ARDL (Autogressive Distributed Lag) yaklaşımı ise söz konusu durumun geçerli olmadığı seriler için ilişki analizi yapmaya imkân tanıyan bir model olarak geliştirilmiştir (Bahmani-Oskooee ve Chi Wing Ng, 2002: 150). Modelin önerilmesinden sonra Pesaran ve Pesaran (1997), Pesaran ve Smith (1998), Pesaran ve Shin (1998) ve Pesaran vd. (2001) tarafından da geliştirilen bu yaklaşımda, en küçük kareler yöntemi esas alınmaktadır. Modelin ayırt edici noktası ise, değişkenlerin I(1) ve I(0) şeklinde bir sınıflandırmaya tabi tutulmasına ve analiz öncesinde birim kök testine ihtiyaç duyulmamasıdır (Sharifi-Renani, 2007: 4). Bu bağlamda ARDL modeli, klasik eşbütünleşme testlerinin kısıtlarından bağımsız olarak değişkenlerin kısa ve uzun dönem ilişkileri hakkında tutarlı bilgiler verebilmesi nedeniyle sıklıkla tercih edilmeye başlanan bir yaklaşım olmuştur.

Küçük örneklem grupları için de uygulama kolaylığı sağlayan ARDL yaklaşımının olumsuz yönü ise, değişkenlerin ikinci ve daha üst dereceden durağan olması durumunda Pesaran vd. (2001)'deki varsayımlar çerçevesinde hesaplanan F-istatistiklerinin hata vermesi nedeniyle uygulanamamasıdır. Diğer taraftan gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından eşbütünleşme ilişkisini tahmin edebilmesi ve tek bir denklem ile kurulması açısından önemli avantajlar sağlayan bir modeldir (Frimpong ve Oteng-Abayie, 2006: 6). Modelin bir diğer avantajı ise, uzun dönem katsayılarını tahmin imkânı vermesi nedeniyle VAR analizine kıyasla daha fazla değişkenle çalışılabilmesidir (Hasan ve Nasır, 2008: 505).

ARDL modelinin uygulama aşamaları aşağıda belirtilen şekilde yürütülmektedir. Bu çerçevede aralarındaki uzun dönem ilişkisi araştırılan değişkenler için oluşturulacak temel ARDL modelinin görünümü şu şekildedir:

$$\Delta Y_t = \Psi_0 + \sum_{i=1}^{m} \Psi_{1i}\,\Delta Y_{t-i} \sum_{i=0}^{m} \Psi_{2i}\Delta X_{1t-i} + .. + \sum_{i=0}^{m} \Psi_{ki}\Delta X_{kt-i} + \varsigma_1^{*} Y_{t-1} + \varsigma_2^{*} X_{1t-1} + .. + \varsigma_k^{*} X_{kt-1} + u_t \quad (2)$$

Yukarıdaki denklemde eşbütünleşmenin varlığını tespit etmek için ilk yapılması gereken model için en uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Bu noktada, Akaike ve Schwartz gibi gecikme bilgi kriterlerinden yararlanılması gerekmektedir. Bu aşamayı en küçük kareler yöntemi ile yapılacak olan tahmin izler. Ardından ARDL modelinde eşbütünleşme varlığının sınaması için aşağıdaki hipotezlerin oluşturulması aşamasına geçilir. Buna göre;

$H_0: \zeta_1^* = \zeta_2^* = \cdots = \zeta_k^* = 0$ → Eşbütünleşme yoktur.
$H_1: \zeta_1^* \neq \zeta_2^* \neq \cdots \neq \zeta_k^* \neq 0$ → Eşbütünleşme vardır.

Bir sonraki aşamada ise hipotezlerin sınanması için farklı gecikme uzunlukları için tahmin edilen eşbütünleşme denkleminde hesaplanan test istatistiğinin Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından belirlenmiş olan kritik değerler kapsamında değerlendirilmesi yapılmaktadır. Bu değerlendirmede, hesaplanan F-istatistiğinin üst sınırdan büyük olması durumunda H_0 hipotezi reddedilir ve değişkenler arasında eşbütünleşme olduğu sonucuna varılır. Hesaplanan F-istatistiğinin alt sınırdan küçük olması durumunda ise H_0 hipotezi reddedilemez ve değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığı kanısına varılır. Son olarak, hesaplanan F-istatistiğinin alt ve üst sınır değerleri arasında bir değer olması ise eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ya da yokluğuna ilişkin bir sonuca varılamayacağını ifade etmektedir (Abdioğlu ve Yamak, 2016: 84).

Yapılan bu sınama işlemi sonucunda eşbütünleşmenin varlığı tespit edilirse ARDL testi için önce tanısal testler yapma, ardından model değişkenlerinin ilişkilerini ortaya koyma aşamasına geçilir. Bu bağlamda uzun dönem ilişkilerini ortaya koyan ARDL modeli şu şekilde olacaktır (Şimşek ve Kadılar, 2004: 30):

$$Y_t = \Psi_0 + \sum_{i=1}^{m} \Psi_{1i}\, \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \Psi_{2i} \Delta X_{1t-i} + \ldots + \sum_{i=0}^{r} \Psi_{ki} \Delta X_{kt-i} + u_t \quad (3)$$

Kısa dönem ilişkiyi tahmin eden ARDL modelinin görünümü ise aşağıdaki gibidir;

$$\Delta Y_t = \Psi_0 + \sum_{i=1}^{m} \Psi_{1i}\, \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \Psi_{2i} \Delta X_{1t-i} + \ldots + \sum_{i=0}^{r} \Psi_{ki} \Delta X_{kt-i} + \mu ecm_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Yukarıdaki denklemler, ilk denklemden farklı olarak hata düzeltme terimini içermekte ve bu terimin katsayısı kısa dönem dengesizliklerinin uzun dönemde ne ölçüde giderileceğini ifade etmektedir. Bu katsayıya ilişkin beklenti ise katsayının negatif ve anlamlı olması yönündedir.

ARDL yaklaşımı sonucu ulaşılan kısa ve uzun dönem katsayılarının istikrarlı olup olmadığı CUSUM ve CUSUMQ testlerinden yararlanılarak belirlenebilmektedir. Analize konu olan gözlemlerin kısa ve uzun dönem katsayılarının %5 anlamlılık düzeyi için öngörülen güven aralığında ve kümülatif hata terimlerine göre grafiksel seyrini veren CUSUM testi, hata terimlerinin söz konusu güven aralığında olması durumunda tahmini katsayıların istikrarlı olduğunu göstermektedir. CUSUMQ testi ise, %5 anlamlılık düzeyi için kümülatif hata terimlerinin karelerine göre katsayıların değerlendirilmesine yardımcı olan bir analizdir (Brown vd., 1975).

Toda-Yamamoto (1995) Granger Nedensellik Testi, standart Granger nedensellik testinde kullanılan F-istatistik değerinin, incelenen serilerin durağanlık koşulunu taşımaması halinde standart dağılımın olmaması nedeniyle hatalı olabileceği varsayımına dayanmaktadır. Granger nedensellik yaklaşımının geliştirilmiş bir formu olan testin en önemli özelliği, nedensellik analizi için değişkenlerin aynı seviyede durağan olma koşulunu içermemesidir. Ayrıca değişkenler arasında eşbütünleşme ve birim kök testlerine ihtiyaç duyulmaması testin bir diğer ayırt edici özelliğini oluşturmaktadır. Toda-Yamamoto (1995) yaklaşımına göre oluşturulacak olan nedensellik denklemi:

$$lnX_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \sigma_i \, lnX_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \sigma_j' X_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_i lnY_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \varphi_j' \, lnY_{t-j} + \varepsilon_1 \quad (5)$$

şeklindedir. Modelin ilk aşaması, sistem değişkenleri için optimum gecikme uzunluğunun (k) ve maximum eşbütünleşme derecesinin (dmax) belirlenmesidir. İkinci aşama, belirlenen maximum eşbütünleşme derecesinin gecikme uzunluğuna eklenmesiyle VAR modelinin tahmin edilmesi ve ilk k tane katsayılar matrisinin Wald testine tabi tutulmasından oluşmaktadır (Yavuz, 2006: 169).

Testin son aşamasında ise, değişkenler arasındaki nedenselliğin sınanması için kullanılacak olan hipotezler;

H_0: $\varphi_1=\varphi_2=\ldots=\varphi_k=0$ (Y, X değişkeninin granger nedeni değildir.)
H_1: $\varphi_1\neq\varphi_2\neq\ldots\neq\varphi_k\neq0$ (Y, X değişkeninin granger nedenidir.)

şeklindedir. Test sonucunda elde edilen katsayılar, istatistiksel olarak anlamlı ise H_0 hipotezi reddedilir. Bir başka ifadeyle Y değişkeninin X değişkeninin granger nedeni olduğu sonucuna ulaşılır (Toda ve Yamamoto, 1995: 241-242). Elde edilen katsayıların, istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda ise H_0 hipotezi reddedilemez ve değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığına hükmedilir.

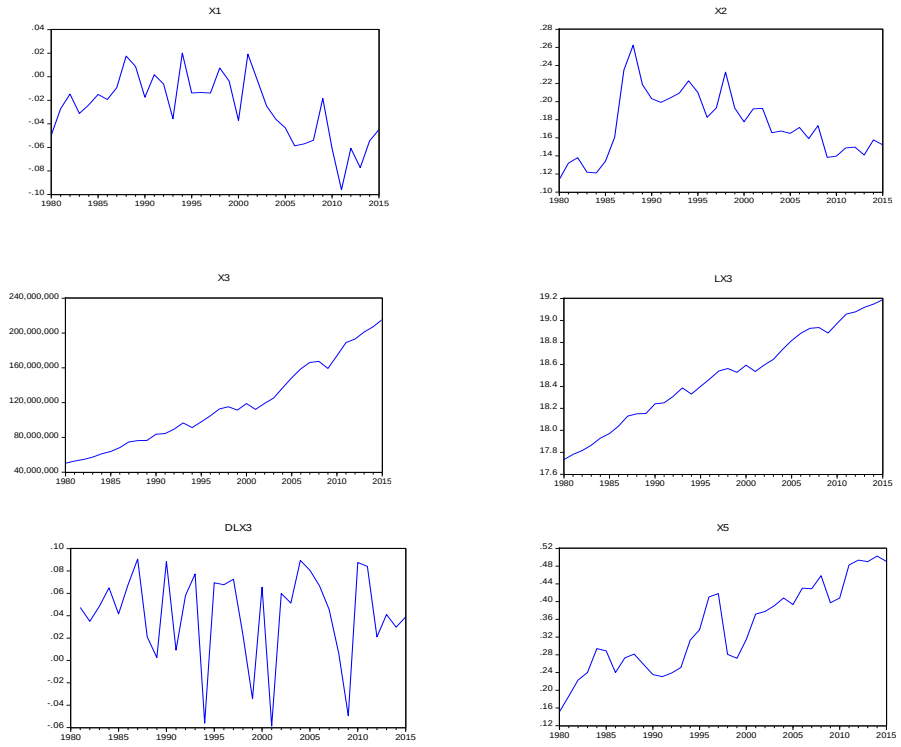
III. Bulgular

Çalışmada 1980-2015 dönemine ait yıllık veri seti kullanılmıştır. Kullanılan değişkenlerden; cari açık/GSYİH, yurtiçi tasarruf/GSYİH ve dışa açıklık oranı verileri Dünya Bankası; sabit fiyatlarla GSYİH verileri ise Türkiye İstatistik Kurumu veri tabanından temin edilmiştir. Kullanılan veriler ve ilgili açıklamalar Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1: *Veri Seti*

Veriler	Açıklama
X_1	Cari açık/GSYİH
X_2	Yurtiçi Tasarruf/GSYİH
X_3	Sabit fiyatlarla GSYİH
X_5	Dışa Açıklık oranı

Çalışmaya konu olan seriler hakkında genel bir izlenim edinebilmek amacıyla söz konusu değişkenlerin analizde kullanılan seviyeleriyle birlikte grafiksel gösterimlerine yer verilmesi uygun görülmüştür. Aşağıda ilgili değişkenlerden sadece sabit fiyatlarla GSYİH değerlerinin yer aldığı X_3 değişkeninin logaritması alınarak çalışıldığı için LX_3; ayrıca birinci fark alma işlemi sonrasında büyüme oranını ifade etmesi nedeniyle DLX_3 serilerinin grafiksel gösterimine de yer verilmiştir. X_3 serisinin logaritmik dönüşümü, ölçek küçültme amacıyla yapılmıştır.



Grafik 1: Serilerin Grafiksel Gösterimleri

Yukarıdaki grafiklerden de açıkça görüldüğü üzere, X_1 değişkeni (CA/GSYİH) dışındaki değişkenlerin hepsi birinci devresel farklarında durağan bulunmalıdır. Grafiklerden elde edilen ilk izlenim budur. Tabii ki, durağanlık testleri ile söz konusu izlenim test edilecektir. Ancak, şu husus ayrıca belirtilmelidir ki, DLX_3 değişkeninin birinci devresel farkında durağan bulunmuş olması, "İktisadi Büyüme" değişkeninin de tıpkı cari açıkların GSYİH'ye oranı gibi seviyesinde durağan bulunması anlamına gelecektir. Bu durum zaten ilgili grafikten de rahatlıkla gözlemlenebilmektedir.

Zaman serisi analizlerinde kullanılacak olan değişkenlerin öncelikle durağanlık bakımından test edilmesi gerekmektedir. Bunun sebebi, modelde kullanılacak olan serilerin durağanlık koşulunu taşımaması durumunda ortaya çıkacak olan sahte regresyon problemidir. Bir zaman serisinin durağan olabilmesi için ise hesaplanacak olan tüm gecikme seviyelerinde ortalama, varyans ve kovaryans sonuçlarının sabit olması gerekmektedir (Granger ve Newbold, 1974: 112).

Bu çalışmada serilerin durağanlık sınaması ADF birim kök testi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi uygulanırken kullanılacak olan optimal gecikme uzunlukları Schwartz Kriteri yardımıyla belirlenmiştir. Birim kök testi sonuçları Tablo 2'de özetlenmiştir.

Tablo 2: *ADF Birim Kök Test Sonuçları*

	ADF (Sabitli)		ADF (Sabitli ve Trendli)	
Değişkenler	Düzey	1. Fark	Düzey	1. Fark
X_1	-2.878.373 (0.0581)	-7.242.628 (0.0000)	-4.075.766 (0.0150)	-7.231.233 (0.0000)
X_2	-1.837.440 (0.3566)	-3.099.005 (0.0374)	-2.534.798 (0.3106)	-4.065.724 (0.0170)
LX_3	-0.742530 (0.8227)	-6.549.554 (0.0000)	-3.125.717 (0.1163)	-6.487.528 (0.0000)
X_5	-1.539.873 (0.5020)	-5.237.244 (0.0001)	-4.337.742 (0.0081)	-5.156.435 (0.0010)

Tablo 2'de belirtilen X_3 değişkeninin isminin önünde yer alan "L" simgesi değişkenin logaritmik dönüşümünün yapıldığını ifade etmektedir. Bu çerçevede elde edilen ADF test sonuçlarının tablo kritik değerleri kapsamında %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde durağan olup olmadıkları test edildiğinde ulaşılan durağanlık sonuçları ise aşağıda özetlenmiştir.

Tablo 3: *Durağanlık Sınaması Sonuçları*

	ADF (Sabitli)		ADF (Sabitli ve Trendli)	
Değişkenler	Düzey	1. Fark	Düzey	1. Fark
X_1	+*	+***	+**	+***
X_2	–	+**	–	+**
LX_3	–	+***	–	+***
X_5	–	+***	+***	+***

Tablo 3'te belirtilen +***, +** ve +* işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Buna göre, bütün birim kök testleri birlikte değerlendirildiğinde modelde sadece bağımlı değişken olarak değerlendirilecek olan X_1 serisinin seviyesinde durağan olduğu tespit edilmiş, diğer serilerin ise birim kök seviyesinde giderildiği için birinci farkta durağanlık koşulunu sağladıkları kabul edilmiştir. Sabit terimli ve trend içeren çözümlemelerde LX_3 değişkeninin birinci devresel farkında durağanlık koşulunu sağladığı görülmüştür. Bu durum DLX_3 ile ifade edilen büyüme oranının seviyesinde durağan bulunduğu anlamına gelmektedir. Model serilerinin (I) ve (0) düzeylerinde durağan bulunması nedeniyle eşbütünleşme analizi için ARDL sınır testi uygulamasının başlatılması uygun görülmüştür.

ADF durağanlık testi sonucunda elde edilen bulgular, Johansen-Juselius veya Granger eşbütünleşme testlerine imkân vermemektedir. Bağımlı değişkenin seviyesinde, açıklayıcı değişkenlerin ise birinci farklarında durağan bulunmuş olması, uzun dönem ilişkilerin ARDL sınır testi kullanılarak tespit edilmesini zorunlu kılmaktadır.

Tablo 4: *ARDL Sınır Testi İçin Uygun Gecikme Uzunluğunun Seçimi*

m	SBC	LM Test χ^2 (1)
1	-5,748308	0,3340
2	-5,732154	0,1462
3	-5,764784	0,5836
4	-5,764784	0,5836
5	-5,764784	0,5836

Yukarıdaki tabloya göre, ARDL sınır testi için kullanılacak olan uygun gecikme uzunluğu 3 olarak kabul edilmiştir. Tablodaki ilgili kritik değerlere bakıldığında, 4 ve 5 gecikme için de aynı SBC (Schwartz Bilgi Kriteri) değerlerinin olduğu görülmektedir. Ekonometride bu gibi durumlarda serbestlik derecesinden tasarruf etmek amacıyla düşük gecikme sayısı tercih edilir. Optimal gecikme sayısının 3 olarak alınması bu sebeptendir. Şayet 3 gecikmede ardışık bağımlılık problemi giderilmemiş olsaydı, o zaman 4 veya 5 gecikme alınabilirdi. Bu kapsamda, Schwartz bilgi kriterine göre seçilen 3 gecikme uzunluğunda ardışık bağımlılık probleminin olup olmadığı LM testi ile test edilmiş ve modelde bu türden bir problemin olmadığı teyit edilmiştir. Uygun gecikme uzunluğunun tespitinden sonra elde edilen ARDL (1,0,3,1) modelinin tahmin sonuçları aşağıda belirtilmiştir.

Tablo 5: *ARDL (1,0,3,1) Modelinin Tahmin Sonuçları*

Değişken	Katsayı	t-istatistiği
X_1 (-1)	0,255618	1.813180*
X_2	0,275717	3.573589***
DLX_3	-0,358632	-8.068282***
DLX_3 (-1)	-0,072931	-1.116623
DLX_3 (-2)	-0, 117607	-2.319483**
DLX_3 (-3)	-0,129670	-3.016614***
X_5	-0,036932	-0.627944
X_5 (-1)	0,163510	2.966842***
C	-0,037381	-1.858311*
@Trend	-0,002434	-4.672246***
R^2	0,924109	
F-İstatistik	29,76532 (0,000000)	
LM Test	χ^2 (1)=0,5836	

Sınır Testinde Hesaplanan F-istatistiğinin Kritik Değerler ile Karşılaştırılması			
	F-İstatistiği	Kritik Değerler	
		Alt Sınır	Üst Sınır
	4,479409	(%1) 4,3	(%1) 5,23
		(%5) 3,38	(%5) 4,23

Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 5'de görüldüğü üzere 3 gecikme uzunluğu için elde edilen F-istatistiği, %1 düzeyindeki alt sınırdan büyük, üst sınırdan küçüktür. Aynı istatistik %5 için hesaplanan alt ve üst sınırların her ikisinde de büyüktür. Bu durumda, modeldeki değişkenler arasında, %5 olasılık ile en azından bir eşbütünleşme vektörünün bulunduğuna hükmedilebilir. ARDL (1,0,3,1) modelinin tahmin sonuçlarına göre hesaplanan uzun ve kısa dönem değerleri Tablo 6'da gösterilmiştir.

Tablo 6: *ARDL(1,0,3,1) Uzun Dönem ve Hata Düzeltme Modeli Katsayıları*

UZUN DÖNEM KATSAYILARI		
Değişkenler	Katsayı	t-İstatistiği
X_2	0.370397	4.299024***
DLX_3	-0.911952	-5.407743***
X_5	0.170045	1.918401*
@Trend	-0.003270	-4.135381***
χ^2 (1)BG=0,300492 [0,5836] F_{FF}(1,21)=1,962995 [0,1758] F_{HET}=(9,22)=1,189020 [0,3496]		
HATA DÜZELTME MODELİ KATSAYILARI		
Değişkenler	Katsayı	t-İstatistiği
$D(X_2)$	0.308757	4.184157***
$D(DLX_3)$	-0.360801	-11.173854***
$D(DLX_3(-1))$	0.229096	3.430961***
$D(DLX_3(-2))$	0.120223	3.164608***
$D(X_5)$	-0.032905	-0.759569
C	-0.038509	-6.143843***
CointEq(-1)	-0.718408	-6.204145***

Not: χ2 (1)BG, F_{FF} ve F_{HET} kısaltmaları sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık LM sınamasını, Ramsey fonksiyonel form sınamasını ve White değişen varyans sınamasını göstermektedir.

Uzun dönem çözümlemesi sonuçlarına göre, katsayı değerleri artmış olsa da değişkenlerin etki yönlerinde bir değişikliğe rastlanmadığı görülmektedir. Buna göre, uzun dönemde toplam tasarruflar 1 birim arttığında, cari açık 0.37 artmaktadır. Ayrıca ekonomik büyüme %1 arttığında, cari açığın milli gelire oranı yaklaşık %0.91 azalmaktadır. Dışa açıklık oranı 1 birim arttığında ise cari açığın milli gelire oranının yaklaşık 0.17 artması beklenmektedir. Ayrıca χ2(1)BG ve F_{FF} istatistiklerine ait olasılık değerlerinin her ikisinin de 0.10'dan büyük olması nedeniyle sistemde herhangi bir otokorelasyon sorunu ve ihmal edilmiş değişken (0.10 hata payı ile) olmadığına karar verilmiştir. White değişen varyans sınamasını ifade eden F_{HET} olasılık değeri ise 0.05'ten büyük olduğu için %5 anlamlılık düzeyinde artıkların sabit varyansa sahip olduğunu ifade etmektedir. Hata düzeltme teriminin katsayısının -0.718 olması, meydana gelecek bir şokun etkisinin ilk yılda yaklaşık %72 kadarının düzeltilebildiğini göstermektedir. Bir diğer ifadeyle, kısa dönemli sapmaların yaklaşık 1,5 yıl gibi bir sürede tekrar uzun dönem dengesine gelmesi beklenmektedir.

Tablo 6'da özetlenen çözüm sonuçları, her ne kadar hata düzeltme sonuçlarını içeriyor olsa da, ayrıca bir nedensellik testi daha yaparak, elde edilen sonuçların teyit edilmesi uygun olacaktır. Sistemde yer alan değişkenler farklı düzeylerde durağan olduğu için standart nedensellik analizlerinden yararlanılamamış, onun yerine Granger Nedensellik analizinin Toda-Yamamoto versiyonu kullanılmıştır. Bu analizde, "X,Y nin nedeni değildir" şeklinde

oluşturulan H_0 hipotezi, "X,Y nin nedenidir" alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır.

Tablo 7: *Toda Yamamoto Granger Nedensellik Testi Sonuçları*

Nedensellik Yönü	Sıfır Hipotezi (H_0)	Ki-kare Olasılık Değeri	Sonuç
$X_2 \rightarrow X_1$	X_2, X_1'in nedeni değildir.	0.0127**	H_0 reddedilir.
$DLX_3 \rightarrow X_1$	DLX_3, X_1'in nedeni değildir.	0.6229	H_0 reddedilemez.
$X_5 \rightarrow X_1$	X_5, X_1'in nedeni değildir.	0.2832	H_0 reddedilemez.
$X_1 \rightarrow X_2$	X_1, X_2'in nedeni değildir.	0.5402	H_0 reddedilemez.
$DLX_3 \rightarrow X_2$	DLX_3, X_2'in nedeni değildir.	0.2629	H_0 reddedilemez.
$X_5 \rightarrow X_2$	X_5, X_2'in nedeni değildir.	0.6614	H_0 reddedilemez.
$X_1 \rightarrow DLX_3$	X_1, DLX_3'ün nedeni değildir.	0.0347**	H_0 reddedilir.
$X_2 \rightarrow DLX_3$	X_2, DLX_3'ün nedeni değildir.	0.0038***	H_0 reddedilir.
$X_5 \rightarrow DLX_3$	X_5, DLX_3'ün nedeni değildir.	0.5964	H_0 reddedilemez.
$X_1 \rightarrow X_5$	X_1, X_5'in nedeni değildir.	0.9713	H_0 reddedilemez.
$X_2 \rightarrow X_5$	X_2, X_5'in nedeni değildir.	0.4321	H_0 reddedilemez.
$DLX_3 \rightarrow X_5$	DLX_3, X_5'in nedeni değildir.	0.5415	H_0 reddedilemez.

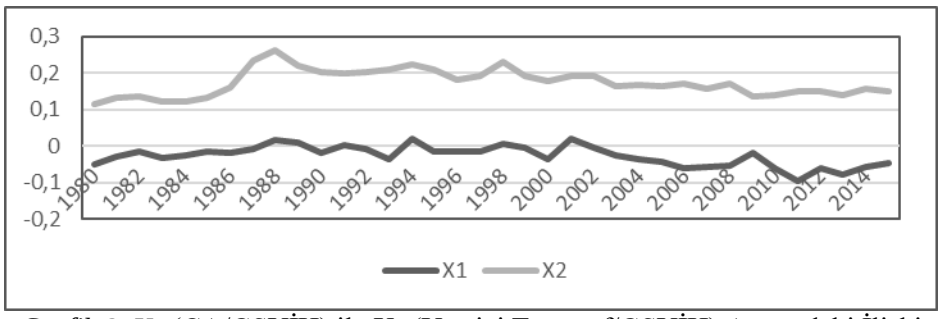
Not: *** ve** işaretleri sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 7'de belirtilen Toda-Yamamoto Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, yurtiçi tasarrufların GSYİH'ye oranından (X_2) cari açıkların GSYİH'ye oranına (X_1) doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu durum çalışma sonuçlarını destekler niteliktedir. Buna ek olarak, yurtiçi tasarrufların GSYİH'ye oranından (X_2) ve cari açıkların GSYİH'ye oranından (X_1) ekonomik büyüme oranına (DLX_3) doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığı sonucuna ulaşılmıştır. Nedensellik ilişkisinin araştırıldığı diğer değişkenler arasında ise istatistiki olarak anlamlı bir ilişkiye rastlanmamıştır.

Nedensellik analizlerinden elde edilen sonuçlar, çalışmanın ana konusunu oluşturan "cari açıklar ile tasarruflar arasındaki ilişkiyi" tek yönlü de olsa teyit etmiştir. Bulgulara göre, tasarrufların milli gelire oranından cari açıkların milli gelire oranına doğru tek yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi mevcuttur. Bu durumda, daha önceden çözülen ilgili ARDL çözüm sonuçlarına bakılarak iki değişken arasındaki ilişkinin yorumu daha sağlıklı bir şekilde yapılabilir.

Cari açıkların milli gelire oranı ile tasarrufların milli gelire oranı arasındaki ilişkinin ARDL çözümleri Tablo 6'da görülmektedir. ARDL ile elde edilen uzun dönem parametre tahminleri X_2 değişkeni haricinde beklenen işaretleriyle bulunmuştur. X_2 değişkenine ait katsayı ise negatif işaretli çıkması gerekirken beklentilerin tersine pozitif işaretli bulunmuştur. Bu durum, X_2 (tasarrufların milli gelire oranı) değişkeni ile X_1 (cari açıkların milli gelire oranı) bağımlı değişkeni arasındaki ilişkiye geri dönülüp incelenmesini gerekli kılmıştır. Nitekim söz konusu iki değişken arasındaki beklenmeyen bu ilişkinin

neden ve nereden kaynaklandığının araştırılmasına grafiksel inceleme ile başlanılmıştır.



Grafik 2: X_1 (CA/GSYİH) ile X_2 (Yurtiçi Tasarruf/GSYİH) Arasındaki İlişki

Grafik 2 incelendiğinde, değişkenler arasındaki ilişkinin pozitif olduğu açıkça görülebilmektedir. Ancak, iki değişken arasındaki ilişkinin sadece grafiksel incelemeye tabi tutulması yanıltıcı sonuçlara yol açabilecektir. Bu nedenle, değişkenler arası ilişkinin yönünü daha net bir şekilde tespit etmek için EKK analizi yapılması uygun bulunmuştur.

Tablo 8: *X_1 ve X_2 Değişkenlerine Ait EKK Sonuçları*

X_1 ve X_2 Değişkenleri Arasındaki Trendsiz EKK sonuçları			
Değişkenler	Katsayı	t-İstatistiği	Olasılık değeri
X_2	0.478335	4.645548***	0.0000
C	-0.109754	-5.986465***	0.0000
R^2=0,388281 F=21,58112 [0,000049]			
X_1 ve X_2 Değişkenleri Arasındaki Trendli EKK Sonuçları			
Değişkenler	Katsayı	t-İstatistiği	Olasılık değeri
X_2	0.443911	5.363071***	0.0000
C	-0.081495	-5.102200***	0.0000
Trend	-0.001272	-4.480163***	0.0001
R^2=0,619634 F=26,87931[0,000000]			

Tablo 8'den elde edilen EKK sonuçları, X_1 ve X_2 değişkenleri arasındaki ilişkinin pozitif ve anlamlı olduğu sonucunu teyit etmektedir. Dolayısıyla çalışmanın bundan sonraki kısımlarında, cari açıkların milli gelire oranı ile tasarrufların milli gelire oranı arasındaki ilişki incelenirken, sadece ilişkinin tespiti ile yetinilmeyecek aynı zamanda ilişkinin neden pozitif olduğu sorusuna da cevap bulunmaya çalışılacaktır. Bu konudaki görüşlerden birisi Caldéron vd. (2000)'e aittir. Yazarlara göre, büyümenin tasarruflar ile olan korelasyonu, büyümenin yatırımlarla olan korelasyonundan daha düşükse, tasarruflardaki bir artış yetersiz kaldığında cari açıkların daha da artmasına yol açabilecektir. Çünkü, böyle ekstrem bir durumda, büyümeyi sağlayan yatırım artışları, düşük düzeyde kalan tasarruf artışları tarafından finanse edilemeyecek,

dış kaynak ihtiyacı cari açıkların artışını kaçınılmaz kılacaktır. Bu noktada sorulması gereken soru şudur: Türkiye örneği için büyüme değişkeninin tasarruflarla olan korelasyonu, yatırımlarla olan korelasyonundan daha düşük müdür? Bu soruya "Evet" cevabı verilebiliyorsa Caldéron argümanı geçerlidir ve beklenmeyen işaret rahatlıkla açıklanabilir. Ancak, soruya verilecek cevap "Hayır" ise, Caldéron argümanı açıklama için yeterli olmayacak, başka bir açıklama gerekliliği gündeme gelecektir.

Aşağıda yer alan Tablo 9'da ilgili değişkenlerin Türkiye ekonomisi için 1980-2013 yıllarına ilişkin çapraz korelasyon tablosu verilmiştir.

Tablo 9: *Çapraz Korelasyon Tablosu*

	Büyüme Oranı	Kamu Yatırımları/GDP	Özel Yatırımlar/GDP	Tasarruflar/GDP
Büyüme Oranı	1	-0,016776	0,205372	-0,043015
Kamu Yatırımları/GDP	-0,016776	1	-0,887816	-0,264238
Özel Yatırımlar/GDP	0,205372	-0,887816	1	0,266623
Tasarruflar/GDP	-0,043015	-0,264238	0,266623	1

Tablo 9'da yer alan veriler IMF ve Worldbank veri sisteminden yararlanılarak tarafımızca türetilmiştir. Tablodan da görüleceği üzere, kamu yatırımları ile büyüme arasında ters yönlü bir ilişki mevcut iken, özel yatırımlarla büyüme arasında pozitif yönlü bir korelasyon söz konusudur. Ayrıca kamu yatırımları ve özel yatırımlar ile büyüme arasındaki korelasyon katsayısı, tasarruflar ile büyüme oranı arasındaki korelasyondan mutlak değer olarak da oldukça büyüktür. Çok daha güçlü bir ilişkinin olduğu oldukça nettir. Bu da, Caldéron argümanının Türkiye ekonomisi için geçerli olduğunu göstermekte; ARDL analizinde negatif çıkması beklenen parametrenin neden pozitif çıktığını açıklamaktadır. Caldéron vd. (2000)'nin bu görüşüne farklı yazarlar tarafından da atıflarda bulunulmuştur. Söz konusu çalışmalar arasında Glick ve Rogoff (1995), Terzi ve Sarıdoğan (2007), Bayraktutan ve Demirtaş (2011), Atış ve Saygılı (2014) bulunmaktadır.

Son olarak, beklentilere aykırı şekilde, negatif olması beklenen cari açık-tasarruf ilişkisinin neden pozitif bulunduğu, Türkiye ekonomisinin son yıllarda takip ettiği büyüme süreci ile de açıklanabilir. Bilindiği üzere, Türkiye, son yıllarda inşaata dayalı bir büyüme süreci takip etmektedir. Bu süreçte, büyüme üzerinde katkısı düşük olan inşaat sektörünün ön plana çıkmış olması, marjinal büyüme için normalde olması gerekenden çok daha fazla yatırım yapılmasını gerekli kılmakta, bu da zaten düşük düzeyde olan tasarrufların yetersizliğini daha da ön plana çıkarmaktadır. İnşaat sektörüne yapılan yatırımlar, sanayi sektörüne yapılmış olsaydı, muhtemelen daha yüksek büyüme oranlarına (hem de ilave borçlara gerek kalmaksızın) ulaşılabilir düşüncesi birçok ekonomist tarafından dile getirilmektedir (Kolsuz ve Yeldan, 2014: 64).

Ancak, Türkiye ekonomisi sanayi sektörü ile büyüme yerine inşaat sektörü ile büyüme yolunu tercih ettiği için, hem yetersiz olan tasarruflarını daha da yetersiz hale getirmekte (ve dış kaynak ihtiyacını kendi eliyle artırmakta) hem de arzuladığı yüksek büyüme rakamlarına ulaşamamaktadır. İki değişken arasındaki pozitif ilişki, Caldéron argümanı dışında bu şekilde de izah edilebilir gibi görünmektedir.

IV. Sonuç

1980'li yıllar, liberal ekonomi politikalarının yaygınlık kazandığı ve pek çok gelişmekte olan ülkenin dış açık problemi ile karşı karşıya kaldığı bir dönemi işaret etmektedir. Türkiye de gelişmekte olan ülkelerin çoğunda olduğu gibi üretimi aramal ithalatına bağlı olan bir ülke olarak cari denge problemlerini yaşamaktan kaçınamamıştır. Cari işlemler dengesi açıkları temelde sadece gelişmekte olan ülkelerin değil gelişmiş ülkelerin de problemleri arasındadır. Ancak bu noktada cari açığın finanse edilebilirliği ve sürdürülebilirliği önem kazanmaktadır. Zira bu konudaki yaygın görüş, sürdürülebilir bir cari işlemler açığının ekonomik kriz göstergesi olarak değerlendirilebilecek cari açıkların tehdit olma niteliğini azalttığı yönündedir.

Türkiye ekonomisinde dışa açıklık ve finansal serbestleşme sürecinin başlamasıyla birlikte dış ekonomik denge üzerindeki belirleyici rolü artan cari işlemler dengesinin, dönemi takip eden yıllarda 1988, 1989, 1991, 1994, 1998 ve 2001 yılları olmak üzere sadece yedi yıl fazla vermiş olması dış dengenin sağlanmasıyla ilgili bazı problemlerin varlığını kanıtlar niteliktedir. Bu açıdan değerlendirildiğinde, 2002 yılından günümüze kadar hiç fazla vermemiş olan cari işlemler dengesinin ülkenin temel ekonomik problemlerinden biri haline geldiğini söylemek mümkündür. Yetersiz tasarruflar ve tasarrufların yurtiçi yatırımlarda kullanılacak hammadde, aramalı ve makine-teçhizat gibi temel girdilerin yurtiçinde üretilmesini sağlayacak alanlara kanalize edilememesi gibi problemlerin varlığı cari açığın kronik bir hale gelmesinde etkili olmuştur. Bu doğrultuda yapılan çalışma, cari açıkla ilgili olan bazı ilişkilerin ortaya konulması ve uygulamaya yönelik önerilerin sunulmasını amaçlamaktadır.

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde gittikçe artan bir öneme sahip olan cari işlemler açığının 1980-2015 dönemindeki görünümü ve cari açık üzerinde etkili temel faktörlerden olan tasarruflar, dışa açıklık oranı ve ekonomik büyümenin cari işlemler dengesi üzerindeki etkisi üzerinde durulmuştur. Çalışmanın tamamlanmasıyla birlikte, ulusal iktisat literatürüne bu konuda yeni bir kaynak ilave edilmiş olup Türkiye'de ilgili konuya ilişkin farkındalık yaratılmış ve konu hakkında öneriler sunulmuş olacaktır.

Çalışmanın temel konusunu oluşturan cari açık ve tasarruf ilişkisi, kontrol değişkenler kullanılarak oluşturulan model kapsamında, içsel ve dışsal değişken tespitinin yapılmasının ardından ARDL sınır testine tabi tutulmuştur. İçsel-dışsal değişken ayırımının yapılabilmesi adına tüm değişkenler için sırasıyla ARDL sınır testi uygulanmış ve söz konusu değişkenler arasındaki

nedensellik ilişkisi ortaya konulmuştur. Nedensellik analizi, değişkenlerin farklı düzeylerde durağan olmasından dolayı Toda-Yamamoto Granger nedensellik testi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Toda Yamamoto Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, yurtiçi tasarrufların GSYİH'ye oranından (X_2) cari açıkların GSYİH'ye oranına (X_1) doğru tek yönlü ve istatiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuç, cari açıkların milli gelire oranını ifade eden X_1 değişkeninin bağımlı değişken olarak kabul edildiği temel ARDL modeli sonuçları ile benzeşmektedir.

Çalışmanın ana konusunu oluşturan "cari açıklar ile tasarruflar arasındaki ilişki" için uygulanan ARDL sınır testi ile ulaşılan uzun dönem tahminleri ise, modelde kullanılan değişkenlerden sadece tasarrufların milli gelire oranı için beklentilerin aksine pozitif çıkmıştır. Buna ek olarak, incelenen dönemde her iki değişkene ait grafiksel analizin de pozitif ilişkiyi desteklediği görülmüştür. Ulaşılan bu sonuç nedeniyle söz konusu iki değişken arasındaki pozitif ilişkinin incelenmesi gereği duyulmuş ve EKK analizine başvurulmuştur. EKK analizi sonuçları da ARDL sınır testi sonuçları ile benzer şekilde iki değişken arasındaki ilişkinin pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu desteklemiştir.

Çalışmanın temel bulgusu, Türkiye ekonomisinde 1980-2015 döneminde tasarruf ve cari açık değişkenleri arasında pozitif bir ilişkinin var olduğudur. Bu konuda aynı sonuca ulaşan ve benzer bir çalışma olarak dikkat çeken Caldéron vd. (2000), büyüme ile tasarruflar arasındaki korelasyonun, büyüme ile yatırımlar arasındaki korelasyondan daha düşük olması durumunda, yetersiz tasarruf artışlarının cari açıkların daha da artmasına sebep olabileceğini vurgulamaktadırlar. Bu açıdan bakıldığında, Caldéron argümanının Türkiye ekonomisi için geçerli olup olmadığı konusu önem kazanmaktadır. Çalışmada, bu konuyla ilgili yorum yapabilmek adına, ek olarak, Türkiye'de ilgili değişkenlerin çapraz korelasyonu incelenmiştir. Yapılan inceleme sonucunda, büyüme ile yatırımlar arasındaki korelasyonun büyüme ile tasarruflar arasındaki korelasyondan fazla olduğu tespiti yapılmış ve sonuçlar Caldéron argümanının Türkiye için geçerli olduğu yorumunun yapılabileceğini göstermiştir.

Son yıllarda cari açıktaki artışların en önemli nedenlerinden biri de büyüme sürecinin yurtiçi tasarruflarla finanse edilememesidir. Son on yılın ortalama büyüme hızı %4 ve sermaye/hasıla katsayısı da 5 olarak kabul edildiğinde, basit Harrod-Domar modelinden hareketle, %20'lik bir tasarruf hacminin gerekli olduğu görülür. Oysa Türkiye'de tasarrufların milli gelire oranı yaklaşık %12-13 civarındadır. Bu durumda Türkiye her yıl milli gelirinin %7-8'i kadar dış kaynak temin etmek zorundadır. Yani bir nevi yol ayrımı söz konusudur. Türkiye ya büyümeden fedakârlık edip daha düşük oranlarda büyümeye razı olacak ya da doğal büyümesinin üzerine çıkarak dış kaynak temin etmek zorunda kalacaktır. İkinci yolun tercih edilmesi hiç şüphesiz cari açığın artışı sorununu beraberinde getirecektir.

Cari açık ve tasarruf için tespit edilen pozitif ilişkinin açıklanmasına yönelik bir başka yorum da Türkiye'nin son dönemde gerçekleşen büyüme dinamikleri ile yapılabilecektir. Özellikle 1980'li yıllardan sonra gözlenen büyüme sürecinde, Türkiye ekonomisi için büyüme üzerinde sınırlı etkisi olan inşaat sektörünün öncelikli sektör olarak görülmesinin etkilerini belirtmek yerinde olacaktır. Ekonomik büyümede yaratılacak katma değerin inşaat sektöründen beklenmesi, gerekli olan yatırımlardan fazla yatırım yapılmasını gerektirirken bir yandan hâlihazırda yetersiz olan tasarrufların daha da erimesinde etkili olmaktadır. Bu durum ayrıca dış kaynak ihtiyacının artmasında etkili olmakta ve sanayi sektörünün ikincil plana atılmasıyla birlikte arzu edilen büyüme rakamlarına ulaşma noktasında önemli bir engel oluşturmaktadır. Son olarak, yatırım artışının cari açığa yol açmadan büyümeyi teşvik etmesi için sermaye hasıla katsayısını azaltacak ve yatırımlarda kullanılacak temel girdilerin yurtiçinde üretilmesini sağlayacak önlem ve teşviklere başvurulması önerilmektedir.

Kaynaklar

Abdioğlu, Z. ve Yamak, R. (2016), "Türk İmalat Sanayinde Sektörler Bazında Verimlilik Çıktı İlişkisi: Verdoorn Yasası", Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi, Mayıs 2016, Cilt 2, Sayı 2, ss. 81-91.

Arıcan, E. (2005), "Ricardocu Denklik Teoremi ve Teorilerde Kamu Açıklarına İlişkin Yaklaşımlar: Türkiye Ekonomisine İlişkin Bir Uygulama", Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi, 20(1), ss. 77-94.

Aristovnik, A. (2006), "The Determinants ve Excessiveness of Current Account Deficits in Eastern Europe ve The Former Soviet Union", The William Davidson Institute WorkingPaper (827), ss. 1-26.

Atış, A. G. ve Saygılı, F. (2014), "Türkiye'de Cari Açığın Belirleyicilerinin Ampirik Analizi", Sosyoekonomi, 10(21), ss. 87-104.

Bahmani-Oskooee, M. ve Chi Wing Ng, R. (2002), "Long-Run Demand for Money in Hong Kong: An Application of The ARDL Model", International Journal Of Business and Economics, 1(2), ss. 147-155.

Bayraktutan, Y. ve Demirtaş, I. (2011), "Gelişmekte Olan Ülkelerde Cari Açığın Belirleyicileri: Panel Veri Analizi", Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 22(2), ss. 1-28 .

Bilgili, F. ve Bilgili, E. (1998), "Bütçe Açığının Cari İşlemler Dengesi Üzerindeki Etkileri: Teori ve Uygulama", İktisat İşletme ve Finans Dergisi, 146, ss. 4-16.

Brissimis, S. N., Hondroyiannis, G., Papazoglou, C., Tsaveas, N. T ve Vasardani, M. A. (2010), "Current Account Determinants and External Sustainability in Periods of Structural Change", Bank of Greece Working Paper (117), ss. 1-38.

Brissimis, S., Hondroyiannis, G., Papazoglou, C., Tsaveas, N ve Vasardani, M. (2011), "The Determinants of Current Account Imbalances İn The

Euro Area: A Panel Estimation Approach", Munich Personal Repec Archive (35362), 1-30.

Brown, R. L., Durbin, J. ve Evans, J. M. (1975), "Techniques For Testing The Constancy of Regression Relations Overtime", Journal of The Royal Statistical Society, 37(13), ss. 149-163.

Caldéron, C., Chong, A ve Loayza, N. (2002), "Determinants of Current Account Deficits in Developing Countries", Contributions to Macroeconomics, 2(1), ss. 1-31.

Caldéron, C., Chong, A ve Zanforlin, L. (2001), "Are African Current Account Deficits Different? Stylized Facts, Transitory Shocks and Decomposition Analysis", IMF Working Paper, 1(4), ss. 1-39.

Caldéron, C., Chong, A. ve Loayza, N. (2000), "Determinants of Current Account Deficits in Developing Countries", Policy Research Working Paper(2398), ss. 1-37.

Choi, H., Mark, N. C ve Sul, D. (2008). "Endogenous Discounting, The World Saving Glut and The U.S. Current Account", Journal of International Economics (75), ss. 30-53.

Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, 74, ss. 427-431.

Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49(4), ss. 1057-1072.

Eken, A. (1990), "Cari İşlemler Dengesi Üzerine Model Çalışması", Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Tartışma Tebliği(9020), ss. 73-90.

Enders, W. (1995), Applied Econometric Time Series, New York: John Wiley & Sons, Inc.

Engel, C ve Rogers, J. H. (2006), "The U.S. Current Account Deficit and The Expected Share of World Output", Journal of Monetary Economics (53), ss. 1063-1093.

Frimpong, J. M. ve Oteng-Abayie, E. F. (2006), "Bounds Testing Approach: An Examination of Foreign Direct Investment, Trade and Growth Relationships", Munich Personel RePEc Archive (MPRA)(352), ss. 1-22.

Glick, R. ve Rogoff, K. (1995), "Global Versus Country-Specific Productivity Shocks and The Current Account", Journal of Monetary Economic, 35(1), ss. 159-192.

Granger, C. W. ve Newbold, P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", Journal of Econometrics, 2(2), ss. 111-120.

Hasan, A. ve Nasir, Z. (2008), "Macroeconomic Factors and Equity Prices: An Empirical Investigation by Using ARDL Approach", The Pakistan Development Review, 47(4), ss. 501- 513.

Herrmann, S ve Jochem, A. (2005), "Determinants of Current Account Developments in the Central and East European EU Member States – Consequences for the Enlargement of the Euro Area", Deutsche Bundesbank Discussion Paper (32), ss. 1-43.

Ketenci, N ve Uz, İ. (2009), "Determinants of Current Account in The EU: The Relation Between Internal and External Balances", International Conference on Applied Economics, ss. 297-306.

Ketenci, N. (2010), "Major Determinants of Current Account in Russia", Transition Studies Review, 17(4), ss. 790-806.

Kolsuz, G. ve Yeldan, E. (2014), "1980 Sonrası Türkiye Ekonomisinde Büyümenin Kaynaklarının Ayrıştırılması", Çalışma ve Toplum Dergisi(1), ss. 49-66.

Kutlar, A. ve Şimşek, M. (2001), "Türkiye'de Bütçe Açıklarının Dış Ticaret Açıklarına Etkileri Ekonometrik Bir Yaklaşım: 1984(4)-2000(2)", Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi, 16(1), ss. 1-13.

Liang, S. (2012), "Determinants of The U.S. Current Account", International Journal of Social and Human Sciences (6), ss. 297-302.

Lim, C. ve McAleer, M. (2001), "Cointegration Analysis of Quarterly Tourism Demand By Hong Kong and Singapore For Australia", Applied Economics, 33, ss. 1599-1619.

MacKinnon, J. G. (1991), Critical values for cointegration tests, Chapter 13 in Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, ed. R. F. Engle and C. W. J. Granger, Oxford University Press.

Murty, K. S., Sailaja, K ve Mulugeta, D. W. (2013), "Macroeconomic Determinants of Current Account Deficit in Ethiopia", Excel International Journal of Multidisciplinary Management Studies, 3(1), ss. 1-13.

Obstfeld, M ve Rogoff, K. (1994), "The Intertemporal Approach to The Current Account", National Breau Economic Research (4893), ss. 1-75.

Pesaran, M. H. ve Pesaran, B. (1997), Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, Oxford University Press.

Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (1998), "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", Econometric Society Monographs, 31, ss. 371-413.

Pesaran, M. H. ve Smith, R. P. (1998), "Structural Analysis of Cointegrating VARs", Journal of Economic Survey, 12(5), ss. 471-505.

Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (1996), "Testing for The Existence of A Long-Run Relationship", University of Cambridge, DAE Working Paper (9622), ss. 1-20.

Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. P. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship", Journal of Applied Econometrics, 16(3), ss. 289-326.

Sharifi-Renani, H. (2007), "Demand for Money in Iran: An ARDL Approach", MPRA(8224), ss. 1-10.

Şentürk, M. (2014), "Türkiye'de Cari İşlemler Açığını Etkileyen Faktörlerin VAR Modelleri ile Analizi", Doktora Tezi, Malatya.

Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2004), "Türkiye'nin İthalat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yaklaşımı ile Eşbütünleşme Analizi: 1970-2002", Doğuş Üniversitesi Dergisi, 5(1), ss. 27-34.

Taylor, A. M. (2002), "A Century of Current Account Dynamics", Journal of International Money and Finance, 21(6), ss. 725-748.

Terzi, N. ve Sarıdoğan, E. (2007), "An Econometric Analysis of The Current Account Deficit in Turkish Economy", Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi, 22(1), ss. 123-142.

Toda, H. Y. Ve Yamamoto, T. (1995), "Statistical İnference in Vector Autoregressions with Possibly İntegrated Processes", Journal of Econometrics, 66(1-2), ss. 225-250.

Utkulu, U. (2003), "Türkiye'de Bütçe Açıkları ve Dış Ticaret Açıkları Gerçekten İkiz Mi? Koentegrasyon ve Nedensellik Bulguları", D.E.Ü.İ.İ.B.F.Dergisi, 18(1), ss. 45-61.

Yavuz, N. Ç. (2006), "Türkiye'de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma Ve Nedensellik Analizi", Doğuş Üniversitesi Dergisi, 7(2), ss. 162-171.

Zengin, A. (2000), "Reel Döviz Kuru Hareketleri ve Dış Ticaret Fiyatları (Türkiye Ekonomisi Üzerine Ampirik Bulgular", C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 2(2), ss. 27-41.

İKTİSADİ VE İDARİ BİLİMLER DERGİSİ

JOURNAL OF ECONOMICS AND ADMINISTRATIVE SCIENCES

Sahibi / Owner
Atatürk Üniversitesi İİBF Adına
Prof. Dr. Reşat KARCIOĞLU
Dekan

Editörler / Editors

Doç. Dr. Elif ÇOLAKOĞLU	elifco@atauni.edu.tr (Kamu Yönetimi)
Dr. Öğretim Üyesi Gökhan ERKAL	gerkal@atauni.edu.tr (Ekonometri)
Dr. Öğretim Üyesi Özge BUZDAĞLI	ozgetatlici@atauni.edu.tr (İktisat)
Dr. Öğretim Üyesi Ensar AĞIRMAN	ensaragirman@atauni.edu.tr (İşletme)
Dr. Bahar TÜRK	bahar.cakmak@atauni.edu.tr (İşletme)
Arş. Gör. Dr. Muhammet ÖZCAN	m.ozcan@atauni.edu.tr (İşletme)
Arş. Gör. Fatih UÇAN	fatih.ucan@atauni.edu.tr (Kamu Yönetimi)
Arş. Gör. Müge YÜCE	muge.yuce@atauni.edu.tr (Uluslararası İlişkiler)

Cilt / Volume : 32
Sayı / Number : 2
Yıl/ Year : 2018
ISSN : 1300 - 4646
: 2147 - 7582
Copyright © Nisan 2018

Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi

- *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi yılda 4 kez yayımlanan hakemli bir dergidir. Türkçe ve İngilizce dillerinde iktisat, işletme, uluslararası ilişkiler, kamu yönetimi, ekonometri, çalışma ekonomisi ve endüstriyel ilişkiler, yönetim bilişim sistemleri, sosyal hizmet, uluslararası ticaret ve lojistik ve ilişkili alanlarda makaleler yayımlar. Dergide yayımlanan makalelerin dil, bilim, yasal ve etik sorumluluğu yazara aittir. Makaleler kaynak gösterilmeden kullanılamaz. Tüm hakları mahfuzdur.*
- *TÜBİTAK / ULAKBİM Sosyal Bilimler Veri Tabanına (SBVT) dahildir.*
- *EBSCOhost tarafından taranmaktadır.*
- *ASOS INDEX, DOAJ, Open Science Directory, Scientific Indexing Service (SIS), Acarindex, Sobiad, Araştırmax, The Cite Factor ve Google Scholar tarafından indekslenmektedir.*

http://www.asosindex.com/joural-view?id=62

Dizgi
Arş. Gör. Müge YÜCE muge.yuce@atauni.edu.tr

Sekreterya
Dr. Öğretim Üyesi Gökhan ERKAL iibfdergi@atauni.edu.tr
Arş. Gör. Fatih UÇAN iibfdergi@atauni.edu.tr

İletişim
Telefon: 0 442 231 15 86 / 231 27 41
Belgegeçer: 0 442 231 19 07
Adres: Atatürk Üniversitesi İİBF 25240 / ERZURUM