

Gelişmekte Olan Ülkeler ve Cari İşlemler Dengesinin Uzun Dönem Belirleyicileri
Emerging Countries and Long Term Determinants of Current Account Balances

Oğuz TÜMTÜRK

Dr. Öğr. Üyesi, Ordu Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, oguzturturk@odu.edu.tr

MAKALE BİLGİSİ

Makale Geçmişi:

Geliş 18 Kasım 2019

Düzeltilme Geliş 24 Kasım 2019

Kabul 5 Aralık 2019

Anahtar Kelimeler:

Cari İşlemler Dengesi, Uzun Dönem Denge, Sınır Testi, Hata Düzeltme Modeli

© 2019 PESA Tüm hakları saklıdır

ÖZET

Bu çalışmanın temel amacı, gelişmekte olan ülkelerde genelde açık verme eğiliminde olan cari işlemler dengesini ve bu dengeyi uzun dönemde etkileyen makroekonomik değişkenleri analiz etmektir. Çalışmada, cari işlem dengesini etkileyen temel faktörler Türkiye, Meksika, Kolombiya, Polonya ve Güney Afrika gelişmekte olan ülkeleri için ARDL (Autoregressive Distributed Lag Model) sınır testi (bound test) ve hata düzeltme modeli aracılığıyla analiz edilmiştir. Sonuçlar, söz konusu ülkelerde cari işlemler dengesinin en çok etkilendiği değişkenlerin reel efektif döviz kuru, dış ticaret dengesi ve para arzında meydana gelen değişimler olduğunu ortaya koymuştur. Bununla birlikte, ikiz açık hipotezinin Türkiye ve Güney Afrika'da geçerli olduğu yönünde bulgulara ulaşılrken, bütçe dengesi ve dış dünya faiz oranları cari işlemler dengesi üzerinde daha az etkili faktörler olarak ortaya çıkmaktadır.

ARTICLE INFO

Article History:

Received 18 November 2019

Received in revised form 24

November 2019

Accepted 5 December 2019

Keywords:

Current Account Balance, Long Run Equilibrium, Bound Test, Error Correction Representation

© 2019 PESA All rights reserved

ABSTRACT

The purpose of this study is to empirically analyze the long term main determinants of the current account balances in five developing countries, Turkey, Mexico, Colombia, Poland, and South Africa. The main factors affecting the current account balance in the developing countries are analyzed by the ARDL (Autoregressive Distributed Lag Model) bound test and error correction representation. The results show that current account balance is mostly affected by the real effective exchange rate, foreign trade balance and changes in money supply. The results also reveal evidences that twin deficit hypothesis is empirically valid in Turkey and South Africa while budget balance and foreign interest rates emerge as less effective factors on the current account balances.

GİRİŞ

Günümüzde özellikle gelişmekte olan ülkelerde, politika uygulayıcılarının en önemli sorunlarından biri kronik bir hal alan cari işlem açıkları ve bu açıkların söz konusu ülkeler üzerinde yarattığı finansman baskısıdır. Yüksek cari işlem açığı veren ülkeler aynı miktarda sermaye hesabında fazlalık yaratmak zorunda olduklarından, bu durum söz konusu ülkelerin kısa ve uzun vadeli yabancı sermaye girişlerine olan duyarlılığını arttırmaktadır. Cari işlem açıkları özellikle, ABD para politikasının gevşediği ve küresel sermayenin yoğun olduğu dönemlerde, yüksek faizler aracılığıyla kısa dönemli sermaye girişleri cezbedilerek finanse edilebilmektedir. Ancak, ABD para politikasının sıkılaştığı ve küresel sermayenin azaldığı dönemlerde, yüksek faizlere rağmen arzu edilen miktarda sermaye girişinin olmaması sonucu, gelişmekte olan ülkeler bu açığı finanse etmekte oldukça zorlanmaktadır. Bu durum, devalüasyonlarla veya ulusal paradaki aşırı değer kayıplarını takip eden finansal krizlerle son bulabilmektedir. Bununla birlikte, ülkelerin cari açıkları kapatılabilmek için uluslararası sermayeye bu kadar bağlı olmaları ülkeleri bağımsız para politika uygulamalarından alıkoymakta ve daha yüksek faizleri zorunlu kılmaktadır. Yükselen faizler ise, uzun dönemli istihdam yaratan verimli yatırım olanaklarını dışlarken, daha kısa vadeli finansal yatırım olanaklarından yararlanmayı teşvik etmektedir. Bu bağlamda, cari işlem açıklarının kontrol altına alınabilmesi, gelişmekte olan ülkelerde ekonomik istikrarı sağlama açısından oldukça hayati bir önem arz etmektedir. Ancak, cari açıkların kontrol edilebilmesi, öncelikle söz konusu açıkların temel bileşenlerinin ne olduğunun belirlenmesine bağlıdır.

İktisat literatüründeki teorik ve ampirik çalışmalar incelendiğinde, CAB dengesini açıklayan çok sayıda değişkenle karşılaşılabilir. Bu faktörlerin ne olduğunun belirlenebilmesi, o ülkedeki politika uygulayıcılarının farklı ekonomi politikası tercihlerin de bulunmasını sağlayabileceğinden oldukça önemlidir. Bu çalışmanın temel amacı da, gelişmekte olan ülkelerde genel olarak açık verme eğiliminde olan CAB dengesini ve uzun dönemde bunu etkileyen makroekonomik değişkenleri belirleyebilmektir. Çalışmada, CAB dengesini etkileyen temel faktörler, Türkiye, Meksika, Kolombiya, Polonya ve Güney Afrika gelişmekte olan ülkeleri için ARDL (Autoregressive Distributed Lag Model) sınır testi (bound test) ve hata düzeltme modeli aracılığıyla analiz edilecektir¹. Bu ülkelerin ortak özelliği ise, analiz dönemini kapsayan 2000'li yıllar boyunca genel olarak cari işlem açıkları ile karşılaşmış olmalarıdır.

Çalışma aşağıdaki bölümlerden oluşmaktadır. Birinci bölüm, CAB ve temel bileşenleri arasındaki ilişkileri araştıran çalışmaları özetlemektedir. İkinci bölüm, cari açığın nedenlerinin belirlenmesinde bu çalışmada kullanılması tercih edilen değişkenleri ve değişkenler üzerindeki iktisadi beklentileri, literatürdeki çalışmalardan yola çıkarak tanımlamaktadır. Üçüncü bölümde model ve ekonometrik yöntem tanımlanırken, dördüncü bölüm analiz sonuçlarını içermektedir. Son bölümde ise, çalışmanın elde ettiği sonuçlar ele alınacaktır.

1. Literatür

Uluslararası iktisat literatüründe, cari işlemler hesabını etkileyen pek çok değişkenden bahsedilmektedir. Bu bölümde, söz konusu değişkenlerin analiz edildiği çalışmalara kısaca yer verilecektir.

Khan ve Knight (1983), 32 gelişmekte olan ülke için yaptıkları çalışmada, dış ticaret hadleri ve gelişmekte olan ülkelerdeki büyüme hızındaki azalış ile dış dünya reel faiz oranındaki artışın cari işlemler dengesini kötüleştirdiğini ifade etmişlerdir. Benzer şekilde, reel döviz kurunun değer kazanması ile kamusal açıklar da yine cari işlemler dengesini kötüleştirmektedir. Glick and Rogoff (1995) ve Bussière, Fratzscher ve Müller (2010) ülkelere has verimlilik şoklarının cari işlemler dengesini negatif etkilediğini belirtmişlerdir. Glick ve Rogoff ayrıca küresel şokların ülkelere has şoklara göre etkisinin daha sınırlı olduğunu ve verimlilik şokunun geçici veya kalıcı olmasının CAB üzerinde farklı etkiler yaratabileceğini öne sürmüşlerdir. DeBelle and Faruqee (1996) panel veri seti kullanarak yaptıkları çalışmada cari işlem açıklarının bileşenlerini açıklamaya çalışmışlardır. Çalışmaya göre, demografik faktörler, mali politikalar ve ülkelerin gelişmişlik düzeyleri CAB üzerinde uzun dönemde etkili olurken, reel döviz kuru, mali politikalar ve dış ticaret hadleri anlamlı kısa dönem etkilere sahiptir. Calderon, Chong ve Loayza (2000), 44 gelişmekte olan ülke için 1966-1995 dönemini kapsayan çalışmalarında,

¹Gelişmekte olan ülke sınıflaması için Uluslararası Para Fonu (International Monetary Fund) (2017) sınıflamasından yararlanılmıştır.

cari işlem açıklarının temel bileşenlerini araştırmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre, gelişmekte olan ülke büyüme hızı, döviz kurunun değer kazanması ve ulusal faiz oranlarındaki düşme cari açıkları arttırırken, gelişmiş olan ülke büyüme hızı ve faiz oranları ile özel ve kamu kesimi tasarruflarındaki artışın cari açıkları azalttığı sonucuna ulaşmışlardır. Chinn ve Prasad (2003) ise, panel veri seti kullanarak yaptıkları çalışmalarında, bütçe dengesinin, ülkenin büyüme hızının ve M2 para arzı/GSYİH ile ölçülen finansal derinliğin cari işlemler dengesini pozitif etkilediği; ancak ülkenin dışa açıklık derecesinin artmasının söz konusu dengeyi olumsuz etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Salvatore (2006), G-7 ülkeleri için bütçe açıklarının cari işlem açıklarına yol açtığını söyleyen ikiz açık hipotezinin geçerli olduğunu belirtmiştir. Buna göre, bütçe açıkları faizleri yükseltmekte, artan faizler yabancı sermayeyi teşvik etmekte ve ülke parasını aşırı değerlendirmekte ve sonuç olarak da cari işlem açıklarına yol açmaktadır. Benzer şekilde, Corsetti, Muller ve Sibert (2006) ve Abell (1990)'de yine ikiz açıklar hipotezini destekler sonuçlar bulmuşlardır.

Harberger (1950), Laursen and Metzler (1950) yaptıkları çalışmada, dış ticaret hadlerindeki iyileşmenin cari işlemler dengesini iyileştirdiğini ifade etmişlerdir. Buna göre, dış ticaret hadlerindeki iyileşme ülkenin gelirini arttıracak ve marjinal tüketim eğiliminin birden küçük olması varsayımı altında tasarruflar artacak ve cari işlemler dengesini olumlu etkileyecektir. Bu etki, literatürde HLM etkisi olarak da bilinmektedir. Herrmann ve Jochem (2005), Orta ve Batı Avrupa ülkelerinde cari açığın bileşenlerini incelemişler ve kişi başına düşen gelirin tasarrufları etkilediğini, dolayısıyla cari işlem açıklarını açıklamada oldukça güçlü bir faktör olduğunu belirtmişlerdir. Yine benzer şekilde döviz kurları, yatırım talebi, mali açıklar ve finansal sistemin gelişmişlik düzeyi de bu açıkları anlamlı bir şekilde etkileyebilmektedir. Herrmann and Winkler (2009) Avrupa ve Asya'nın gelişmekte olan ülkelerini baz alarak yaptıkları çalışmalarında, finansal entegrasyon ve finansal piyasalardaki ilerlemelerin cari işlemler dengesini belirlemede oldukça önemli olduğunu belirtmişlerdir. Daha gelişmiş finansal marketler ve daha yüksek finansal entegrasyon, cari işlemler dengesini kötüleştirmektedir. Bunun nedeni ise muhtemelen, entegrasyon ve finansal marketlerin gelişimi sırasında borçlanmanın kolaylaşması ve tüketimin artmasıdır. Çeviş ve Çamurdan (2008), enflasyon hedeflemesi rejimi uygulayan 18 ülkede cari işlemler dengesini açıklamak için reel GSYİH büyüme oranı, ihracatın ithalatı karşılama oranı, dışa açıklık düzeyi, reel döviz kuru, kamu harcamalarının ve reel faiz farklılıkları değişkenlerini kullanmışlardır. Yazarlar, kamu harcamaları hariç diğer tüm değişkenler için anlamlı ve teorik olarak beklentilere uyumlu ilişkiler bulmuşlardır. Yang (2011), 8 gelişen Asya ülkesini kullanarak yaptığı çalışmada, CAB dengesi ile net yabancı varlıklar, ülkenin dışa açıklığı, reel efektif döviz kuru ve ulusal gelir arasında uzun dönemli anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ek olarak, net yabancı varlıklar ile ülkenin dışa açıklığının diğer değişkenlere göre daha yüksek bir açıklama gücünün olduğu belirlenmiştir. Elgin ve Kuzubas (2013) ise cari işlem dengesi ve üretim volatilitesi arasındaki ilişkiyi 185 ülke için 1950-2010 arası dönemde incelemiş ve üretimdeki yüksek oynaklığın cari işlemler dengesini olumsuz etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Gosse and Serrano (2014), 21 OECD ülkesi için panel VECM kullanılarak yaptıkları çalışmalarında, cari işlemler dengesi ile bütçe dengesi, reel efektif döviz kuru, milli gelir, finansal gelişmişlik ve petrol fiyatları arasında uzun dönemli eşbütünlük ilişkisini tespit etmişlerdir. Ayrıca, uzun dönemde cari işlemler dengesinin temel belirleyicilerinin bütçe dengesi ve finansal gelişmişlik olduğunu ifade ederlerken, kısa dönemde ise reel efektif döviz kuru ve petrol fiyatlarının ana faktör olduğunu belirtmişlerdir.

2. Cari Açığı Belirleyen Faktörler

Literatür bölümünde yer alan çalışmalardan da görüldüğü üzere, CAB dengesini açıklamak için çok sayıda değişken kullanılmıştır. Bu çalışmada da, literatürde yaygın olarak kullanılan değişkenlerden bazıları, CAB dengesi bileşenleri olarak belirlenecektir. Çalışmada kullanılan söz konusu değişkenler ise şunlardır: bütçe dengesi (BB), reel efektif döviz kuru (RER), M3 para arzı veya finansal derinlik (M3), ulusal reel büyüme hızı (GRO), dış dünya reel faiz oranları (WRI) ve son olarak da dış ticaret dengesidir (TB)². Bu bölümde, bu değişkenlerin CAB üzerindeki beklenen teorik etkileri üzerinde durulacaktır.

² Çalışmada kullanılan veri seti ve ilgili açıklamalar Ek-A kısmında yer almaktadır.

Tablo 1: Çalışmada Kullanılan Değişkenler ve İlgili Literatür

Değişkenler	Literatürde Kullanıldığı Çalışmalar
Bütçe Dengesi	Calderon, Chong ve Loayza (2000), Gosse ve Serranito (2014), Chinn ve Prasad (2003), Corsetti, Muller ve Sibert (2006), Salvatore (2006), Abell (1990)
Reel Efektif Döviz Kuru	Gosse ve Serranito (2014), Calderon, Chong ve Loayza (2000), Chinn ve Prasad (2003), Hermann ve Winkler (2009), Debelle and Faruqee (1996)
Yerel Ülke Büyüme Hızı	Gosse ve Serranito (2014) Calderon, Chong ve Loayza (2000), Chinn ve Prasad (2003), Glick and Rogoff (1995), Bussière, Fratzscher ve Müller (2010), Debelle and Faruqee (2016)
Para Arzı	Chinn ve Prasad (2003), Calderon, Chong ve Loayza (2000), Hermann ve Winkler (2009), Sadiku, Fetahi-Vehapi, Sadiku, Berisha (2015), Herrman ve Jochem (2005)
Dış Ticaret	Calderon, Chong ve Loayza (2000), Özdamar (2015)
Dış Dünya Reel Faiz Oranları	Calderon, Chong ve Loayza (2000), Gosse ve Serranito (2014), Reisen (1998), Khan ve Knight (1983)

Literatürde bütçe açıkları ile cari işlem açıkları arasındaki ilişki ikiz açıklar hipotezi ile ifade edilir. Bütçe açıkları ile CAB dengesi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu ifade eden ikiz açık hipotezine göre, bütçe açığı sonucu artan faizler yabancı sermayeyi teşvik etmekte ve ülke parasını aşırı değerlendirmekte, bu da cari işlem dengesinin kötüleşmesine yol açmaktadır. Benzer şekilde, kamu kesimi tasarruf fazlası da cari işlemler hesabında bir iyileşmeye yol açacaktır.

Rekabet etkisi ya da göreceli fiyatlardaki değişimin CAB üzerindeki etkisini ölçmek için ise reel efektif döviz kuru kullanılacaktır. Çalışmada, reel efektif döviz kurundaki bir düşme ulusal para biriminin değer kaybetmesi anlamına geldiğinden dolayı, söz konusu düşmenin ihracatı teşvik edici bir etki yaratarak CAB dengesini uzun dönemde olumlu etkilemesi beklenmektedir. Dolayısıyla, ilgili katsayının uzun dönemde negatif olması beklenmektedir.

M3 para arzının veya finansal derinliğin artmasının CAB üzerindeki net etkisi literatürde tartışmalıdır. Örneğin, Calderon, Chong ve Loayza (2000) söz konusu etkiyi negatif olarak ifade etmiş ve de tahmin etmişlerdir. Buna göre, M3 para arzı büyüklüğündeki bir artış faizleri düşüreceğinden ulusal yatırımları ve dolayısıyla harcamaları teşvik edecektir. Bu durumda, para arzındaki artış CAB üzerinde olumsuz bir etki yaratacaktır. Chinn ve Prasad (2003) ise, finansal derinliğin artmasının ekonomik birimlerin daha fazla tasarruf etmesini teşvik ederek CAB dengesini olumlu etkileyebileceğini de ifade etmişlerdir. Nitekim Chinn ve Prasad, kendi çalışmalarında söz konusu etkiyi pozitif olarak tahmin etmişlerdir. Dolayısıyla, net etkinin ne olduğu teorik olarak tartışılır olmakla birlikte, ekonomi literatürü net etkinin yönünü yapılan ampirik çalışmalara bırakmıştır.

Ulusal gelirdeki artışın CAB üzerindeki etkisi de yine teorik olarak tartışmalı olup, marjinal tüketim eğilimine (MPC) bağlı olacaktır. MPC, bire ne kadar yakınsa artan gelirin tüketime ayrılan kısmının o kadar büyük olması sonucu CAB dengesi olumsuz etkilenecektir. Benzer şekilde, MPC sıfıra yaklaştıkça, artan gelirin tasarrufa ayrılan kısmı o kadar artacak ve CAB dengesi olumlu etkilenecektir. Diğer bir deyişle, etkinin net yönü artan gelir sonucu muhtemel tasarruf ve harcamaların ne yönde değiştiğine bağlı olacaktır (Calderon, Chong ve Loayza (2000)).

Tablo 2: CAB ve Açıklayıcı Değişkenler Arasında Beklenen Teorik İlişkiler

Açıklayıcı Değişkenler	Beklenen İşaret
İçsel Faktörler	
Bütçe Dengesi (BB) (% GSYİH)	+
Reel GSYİH Büyüme Hızı (GRO)	-/+
Para Arzı (M3) (% GSYİH) veya Finansal Derinlik	-/+
Dış Ticaret Dengesi (TB) (% GSYİH)	+
Dışsal Faktörler	
Reel Efektif Döviz Kuru (RER)	-
Dış Dünya Reel Faiz Oranı (WRI)	+

Dış dünya faiz oranındaki bir azalış sonucu ise CAB dengesinin olumsuz etkilenmesi beklenmektedir. Düşük uluslararası reel faizler sonucu, genelde yüksek oranda net borçlu olan gelişmekte olan ülkeler uluslararası sermayeye olan talebi arttırmaktadır. Aynı zamanda, uluslararası sermaye sahipleri ise, düşen uluslararası reel faizler sonucu gelişmekte olan ülkelerdeki daha yüksek reel faiz oranlarından yararlanmaya çalışacaklardır. Bu durum, gelişmekte olan ülkeye giren döviz miktarını arttırarak dövizin ulusal paraya göre değer kaybına ve takiben de CAB dengesinin kötüleşmesine neden olabilecektir. Son olarak, dış ticaret dengesinde meydana gelecek iyileşmelerde CAB üzerinde pozitif etki yaratacaktır. Tablo 2, bu bölümde anlatılan ve çalışmada da kullanılacak olan cari işlemler dengesinin bileşenlerini ve beklenen teorik ilişkilerin yönünü özetini ifade etmektedir.

3. Model ve Ekonometrik Yöntem

Çalışmada uzun dönem cari işlemler dengesini açıklamak için aşağıdaki uzun dönem model kullanılacaktır:

$$CAB_t = b_0 + b_1 BB_t + b_2 RER_t + b_3 GRO_t + b_4 M3_t + b_5 WRI_t + b_6 TB_t + v_t \quad (1)$$

Bu çalışmada, Pesaran ve Shin (1998) and Pesaran, Shin, ve Smith (2001) tarafından önerilmiş olan ARDL sınır testi yaklaşımı ve hata düzeltme modeli kullanılacaktır. Böylelikle, hem eşitlik (1) deki CAB ve açıklayıcı değişkenler arasında herhangi bir uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığı test edilecek, hem de uzun dönem ilişkinin bulunması halinde bir sonraki aşama olarak uzun dönem katsayıların alacağı değerler tahminlenmeye çalışılacaktır. Bunun için öncelikle, (1) nolu eşitliğin aşağıdaki hata düzeltme modeli şekline getirilmesi gerekmektedir:

$$\begin{aligned} \Delta CAB_t = & a_0 - \gamma ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_i^{CAB} \Delta CAB_{t-i} + \sum_{i=0}^l a_i^{BB} \Delta BB_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^m a_i^{RER} \Delta RER_{t-i} + \sum_{i=0}^n a_i^{GRO} \Delta GRO_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_i^{M3} \Delta M3_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^r a_i^{WRI} \Delta WRI_{t-i} + \sum_{i=0}^s a_i^{TB} \Delta TB_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

$$ECM_{t-1} = \beta_1 CAB_{t-1} - \beta_2 BB_{t-1} - \beta_3 RER_{t-1} - \beta_4 GRO_{t-1} - \beta_5 M3_{t-1} - \beta_6 WRI_{t-1} - \beta_7 TB_{t-1}$$

Burada, hata düzeltme terimi ECM_{t-1} , (1) numaralı eşitlikte yer alan sağ taraf değişkenlerin linear bir kombinasyonu iken γ ise uyarılama hızı katsayısı (speed of adjustment coefficient) olarak adlandırılır. Hata düzeltme terimi içinde yer alan gecikmesi alınmış düzey değişkenlerinin katsayıları ($\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$ ve β_7), uzun dönem tahmin katsayılarıdır ve CAB değişkeninin katsayısı üzerinden normalize edilmişlerdir. Bağımsız değişkenlerin CAB üzerindeki kısa dönem etkisi ise $a_i^{BB}, a_i^{RER}, a_i^{GRO}, a_i^{M3}, a_i^{WRI}$ ve a_i^{TB} tarafından belirlenmektedir. Eşitlik (2)'de yer alan her bir değişkenin gecikmeli farkları için model tarafından içerilen optimum gecikme sayıları Akaike (1973) (AIC), Schwarz-Bayesian (1978) (SBIC) gibi bilgi kriterleri ile belirlenmektedir. Hata düzeltme modelinin çalışma prensibi şu şekildedir: eğer kısa dönemde ortaya çıkan bir şok sonucu, cari veya kısa dönem toplam CAB düzeyi (CAB_t), yine uzun dönem CAB değerine (yani (1) numaralı eşitliğin sağ tarafındaki değişkenlerin linear bir kombinasyonuna) herhangi bir nedenle eşit olmadığında, kısa dönem CAB değeri kendini uyarlayacak ve uzun dönem denge değerine doğru yakınsayacaktır. Bu yakınsamanın ne kadar süreceği ise, γ katsayısının modelden tahmin edilen büyüklüğüne bağlı olacaktır.

Bu çalışmada ARDL modelini kullanmak, bazı avantajları da beraberinde getirmektedir. Öncelikle, ARDL modeli hata düzeltme modeli formu şeklinde ifade edilebilir; dolayısıyla, hata düzeltme modeli ile uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kolayca analiz edilebilir. Ayrıca, ARDL yaklaşımı Johansen (1988) metodolojisi gibi geleneksel modellerdeki denklem sistemleri yerine tek denklemlilik bir model üzerine inşa edilmiştir. İkincisi, ARDL modelinde değişkenlerin sıfırcı ve/veya birinci dereceden (I(0) ve/veya I(1)) bütünleşik olup olmadıklarını belirlemek için ilgili testlere ihtiyaç yoktur. Dolayısıyla, sıfırcı ve/veya birinci dereceden bütünleşik değişkenler aynı eşitlik üzerinden tahmin edilebilirler. Üçüncüsü, örnek uzunluğunun çok geniş olmadığı durumlarda çok daha etkin

tahminleyiciler üretmektedirler. Son olarak ise, ARDL modelinde farkları alınmış kısa dönem dinamiklerin kullanılması muhtemel bir dışsallık ve seri korelasyon problemine karşı çözüm sunabilmektedir³.

(2) numaralı hata düzeltme modelinin tahmin etmek için öncelikle, ARDL sınır testi ile eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığının analiz edilmesi gerekir. Bunun için (2) numaralı eşitlik klasik en küçük kareler yöntemi (OLS) ile tahmin edilir ve gecikmeli düzey değişkenlerin katsayılarının sifıra eşit olduğunu söyleyen yokluk hipotezi ($\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$) eşbütünleşmenin olduğunu söyleyen alternatif hipoteze ($\beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq \beta_7 \neq 0$) karşılık test edilir. Ancak geleneksel F testi, ARDL yaklaşımında uygulanamayacağından, Pesaran vd. (2001) alt ve üst kritik sınırlar adı verilen iki farklı kritik sınır değer rapor etmişlerdir. Hesaplanan F değerinin kritik üst sınır değerinden yüksek olması, eşbütünleşmenin varlığını ifade eder. Eğer hesaplanan F değeri kritik alt sınır değerinin altında ise eşbütünleşme ilişkisi bulunamayacaktır. Son olarak, hesaplanan F değerinin alt ve üst kritik değer sınırlarının arasında kalması durumunda ise test sonuçsuz kalacaktır. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının ARDL sınır testi yaklaşımı ile belirlenmesinden sonra, (2) numaralı eşitlikteki uzun dönem katsayılar tahminlenebilir.

3.1. Diagnostik Testler

Hata düzeltme modelinin çalışmada kullanılan veri setine olan uyumluluğunu test edebilmek için tahmin sonrası bazı diagnostik testlere ihtiyaç vardır. Bunlar, Ramsey (1969) tarafından önerilen ve linear model spesifikasyonunun linear olmayan spesifikasyona göre uygunluğunu test eden Ramsey Reset testi, yüksek düzeylerden seri korelasyonu test eden Breusch–Godfrey Lagrange Multiplier Testi, hata terimlerinin sabit bir varyansa sahip olup olmadığını test eden White (1980) değişen varyans testi ve farklı gecikme düzeylerine göre hatalarda ARCH etkisi (autoregressive conditional heteroscedasticity) olup olmadığını test eden Engle (1982) Lagrange multiplier (ARCH-LM) testleridir⁴.

4. Tahmin Sonuçları

Tablo 3: ARDL Sınır Testi ve Hata Düzeltme Modeli Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Tahmin Değerleri ^a					
	Türkiye	Meksika	Kolombiya	Polonya	Güney Afrika	
γ	-0.366(0.000)	-0.701(0.000)	-0.822(0.000)	-0.588(0.000)	-0.908(0.000)	
BB	0.125 (0.043)	0.013(0.686)	0.014 (0.451)	-0.109 (0.398)	0.208 (0.005)	
GRO	-0.074(0.616)	-0.327(0.084)	0.038(0.013)	-1.828(0.023)	0.024(0.580)	
RER	-6.211(0.045)	-18.20(0.000)	-10.34(0.000)	-27.664(0.02)	-1.010(0.057)	
M3	-0.016(0.022)	-0.033(0.000)	0.037(0.004)	0.310(0.066)	-0.005(0.374)	
IR	0.922(0.036)	0.105(0.876)	0.407(0.054)	2.626(0.026)	-0.187(0.134)	
TB	0.878(0.000)	2.05(0.000)	0.689(0.000)	0.118(0.083)	1.037(0.000)	
F İstatistik ^b	5.248***	4.725***	9.474***	3.956**	36.079***	
Düzeltilmiş R ²	0.902	0.710	0.912	0.486	0.859	
Breusch Godfrey	L=1	1.344(0.246)	0.010(0.921)	0.338(0.561)	0.078(0.780)	1.679(0.195)
	L=3	5.490(0.139)	0.984(0.805)	1.920(0.589)	1.766(0.622)	2.718(0.437)
LM Test İstatisti	L=5	10.785(0.148)	6.161(0.290)	7.698(0.173)	8.040(0.154)	4.712(0.452)
	L=8	10.876(0.208)	12.616(0.125)	11.721(0.164)	14.046(0.107)	10.714(0.22)
White Test İstatistik ^c	1.49(0.198)	2.33(0.112)	0.17(0.913)	1.54(0.218)	0.28(0.841)	
Ramsey's Reset Test İstatistik ^d	77(0.446)	69(0.443)	67(0.442)	61(0.439)	93(0.451)	

³ Hata düzeltme modelinde bazı açıklayıcı değişkenlerin muhtemel dışsallığı varsayımı altında, Pagan ve Ullah (1988) tarafından önerilen araç değişkenleri (instrumental variables) kullanılmaktadır. Bu araç değişkenleri ise sabit katsayısı, bir gecikmeli hata düzeltme katsayısı (ECM_{t-1}) ve bilgi kriterine göre belirlenecek sayıda gecikmesi farkları alınmış açıklayıcı değişkenlerdir.

⁴ Tek denklemlili hata düzeltme ve ARDL modeli diagnostik testleri için ayrıntılı bilgiye Gerard ve Godfrey (1998)'den ulaşılabilir.

ARCH LM Test İstatisti k^f	L=1	0.085(0.770)	0.382(0.536)	0.228(0.633)	0.265(0.606)	2.761(0.106)
	L=3	0.824(0.843)	1.369(0.712)	0.553(0.907)	0.290(0.961)	4.089(0.252)
	L=5	1.843(0.870)	1.477(0.915)	0.842(0.974)	3.326(0.649)	4.835(0.436)
	L=8	3.200(0.921)	2.541(0.959)	3.669(0.885)	8.732(0.365)	5.883(0.660)

Notlar: ^a * %10 önem seviyesini; ^b ** %5 önem seviyesini; ^c *** ise %1 önem seviyesini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerleri P-value değerleridir. Koyu karakterli ifadeler %10 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamlılığı ifade eder. Hata düzeltme modeli için optimum gecikme uzunluğu AIC ile belirlenmiştir ve Türkiye için ARDL(2,4,4,4,1,2), Meksika için ARDL(4,4,0,1,1,3,2), Kolombiya için ARDL(4,0,0,0,0,4), Polonya için ARDL(1,1,4,2,0,2,0) ve son olarak da Güney Afrika için ARDL(4,2,0,0,0,2,0) modelleri optimum model olarak seçilmiştir. Ayrıca Kolombiya ve Güney Afrika hata düzeltme modelleri sabit ve trend içerirken, diğer ülkeler sabit içermektedir.

^b Alt ve üst limit kritik değerler trend içerilmeyen modellerde sırasıyla %1 önem düzeyinde 3.15 ve 4.43, % 5 önem seviyesinde 2.45 ve 3.61, %10 önem seviyesinde ise 2.12 ve 3.23'dür. Alt ve üst limit kritik değerler trend içerilen modellerde ise sırasıyla %1 önem düzeyinde 3.60 ve 4.90, % 5 önem seviyesinde 2.87 ve 4.00, %10 önem seviyesinde ise 2.53 ve 3.59'dur Yokluk hipotezi ise eşbütünleşmenin olmadığını ifade eder.

^c Breusch-Godfrey LM testi için yokluk hipotezi otokorelasyon olmadığını ifade eder. Test istatistik değerleri farklı dereceden gecikme düzeyine (L) veya serbestlik derecesine göre verilmiştir ve sonuçlar tutarlıdır.

^d Ramsey (1969) Reset testi için yokluk hipotezi linear model spesifikasyonunun yanlış olmadığını ifade eder.

^e White (1980) değişen varyans testi için yokluk hipotezi hataların sabit varyansa sahip olduğunu ifade eder.

^f ARCH-LM testi yokluk hipotezi ARCH etkisinin olmadığını ifade eder. Test istatistik değerleri farklı dereceden gecikme düzeyine (L) veya serbestlik derecesine göre verilmiştir ve sonuçlar tutarlıdır.

Çalışmada, serilerin durağanlık derecelerini belirlemek için literatürde oldukça standart olan Phillips-Perron (1988) birim kök testleri kullanılmıştır⁵. Söz konusu test, literatürde yine oldukça standart olan Augmented Dickey-Fuller (ADF) (1979) test istatistiklerinin, muhtemel bir değişen varyans ve otokorelasyon sorununa karşı uyarıldığı Newey-West (1987) varyans-kovaryans matrisini kullanmaktadır. Değişkenlerin birinci farkları üzerinden yapılan test sonuçları, değişkenlerin hiç birinin ikinci dereceden bütünleşik yani I(2) olmadığını ifade etmektedir.

Tablo 3, ARDL sınır testi için F istatistiğini, hata düzeltme modellerine ait uzun dönem katsayı tahminlerini ve modelin veri setine uyumluluğu test etmek için gerekli olan bazı diagnostik test sonuçlarını sunmaktadır⁶. ARDL hata düzeltme modellerinden hesaplanan tüm F istatistik değerlerinin kritik üst sınır değerlerinden daha yüksek olması, söz konusu bütün ülkelerde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu ifade etmektedir. Ayrıca, istatistiki olarak anlamlı negatif γ katsayıları da uzun dönem dengeye yönelik için doğru işareti taşımakta ve uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin varlığını doğrulamaktadır. Diğer bir deyişle, kısa dönemde oluşan bir şok karşısında uzun dönem dengesini sağlayacak piyasa güçleri mevcuttur. Buna göre, kısa dönemde Türkiye'de meydana gelen bir şok karşısında, uzun dönem CAB denge düzeyinden sapmanın yaklaşık %37'si kendini ilk çeyrekte düzeltmektedir. Bu durumda, sistem uzun dönem denge düzeyine kabaca $1/0.37=2.70 \approx 8$ ay içinde tekrar ulaşacaktır. Kısa dönemde meydana gelen bir şok karşısında uzun dönem dengeye ise Meksika'da 1.42 çeyrek ≈ 4.3 ay, Kolombiya'da 1.21 çeyrek ≈ 3.65 ay, Polonya'da 1.70 çeyrek ≈ 5.1 ay ve son olarak da Güney Afrika'da 1.10 çeyrek ≈ 3.30 ay sonra ulaşılacaktır.

Tablo 3'de yer alan uzun dönem tahmin değerlerine bakıldığında ise bütçe dengesi ile CAB dengesi arasındaki istatistiki olarak anlamlı ilişki sadece Türkiye ve Güney Afrika ülkelerinde bulunmuş ve her iki ülkede de bütçe dengesindeki iyileşmeler CAB dengesini iyileştirerek olumlu yönde etkilemiştir. Bu sonuç, ikiz açık hipotezinin sadece Türkiye ve Güney Afrika ülkeleri için desteklendiğini ortaya koymaktadır. Ulusal reel büyüme hızlarının CAB dengesi üzerindeki istatistiki olarak anlamlı etkisi Meksika, Kolombiya ve Polonya için ortaya çıkmakta olup, reel büyüme hızındaki artışlar CAB dengesini sadece Kolombiya'da olumlu yönde etkilerken, ulusal reel gelirdeki bir artış, Meksika ve

⁵ İlgili test sonuçları EK-A kısmında Tablo A2 başlığı altında rapor edilmiştir.

⁶ Bu çalışmada kısa dönem tahmin değerlerine yer verilmeyecektir. Bunun nedeni ise, ARDL modelini kullanan ve optimum gecikme sayılarının yüksek olduğu çalışmalarda da yaygın olarak görüldüğü üzere, aynı değişkene ait gecikmeli kısa dönem değerlerin bazıları negatif değer alırken diğer kısa dönem değerleri pozitif değerler almaktadır. Dolayısıyla, söz konusu kısa dönem katsayılar belirli bir düzen takip etmediğinden sağlıklı yorumlar yapmaya olanak vermemektedir. Yine pek çok durumda ise işaretler iktisadi beklentilere uyumlu olsa dahi istatistiki olarak anlamlı olmamaktadır. Tüm bu nedenlerden dolayı, kısa dönem tahminler yerine çalışmanın da temel amacı olan uzun dönem tahmin değerleri üzerine yoğunlaşılacak ve tahmin değerleri de buna göre rapor edilecektir.

Polonya'da ise tersine CAB dengesini kötüleştirmiştir. Diğer bir deyişle, Meksika ve Polonya'da artan gelir daha çok tüketime yönelirken, Kolombiya'da ise tasarruf etmeye yönelmektedir denilebilir ve ortaya çıkan bu farklı yönlü etkiler, üçüncü bölümde tartışılan iktisadi beklentilere uygundur.

Reel efektif döviz kurunun CAB dengesi üzerindeki etkisi incelendiğinde ise, tahmin edilen katsayılar tüm ülkelerde istatistiki olarak anlamlı olmuştur. Ayrıca, uzun dönemde reel döviz kurundaki bir düşüş CAB dengesini iktisadi beklentilere uygun olarak tüm ülkeler için iyileştirmiştir. M3 katsayısı ise Güney Afrika hariç tüm ülkelerde istatistiki olarak anlamlı ilişkiler ortaya çıkarırken, M3 para arzındaki artış, CAB dengesini Türkiye ve Meksika'da kötüleştirirken; Kolombiya ve Polonya'da ise pozitif olarak etkilemiştir. Diğer bir deyişle, Türkiye ve Meksika'da meydana gelen para arzı artışı sonucu faizlerdeki azalışın yol açabileceği harcama artışı yine para arzı veya finansal derinliğin artması sonucu oluşabilecek muhtemel bir tasarruf artışından büyük olmuş ve CAB dengesi olumsuz etkilenmiştir. Dış dünya reel faizlerinin CAB dengesi üzerindeki etkisi ise yalnızca Türkiye, Kolombiya ve Polonya'da istatistiki olarak anlamlı bulunmuş ve bu üç ülkede de uluslararası reel faizlerin artması CAB dengesini iktisadi beklentilere uygun olarak olumlu bir şekilde etkilemiştir. Son olarak, beklendiği şekilde, dış ticaret dengesindeki iyileşmeler istikrarlı biçimde tüm ülkelerde CAB üzerinde pozitif olarak anlamlı etkiler yaratmıştır. Dolayısıyla, söz konusu gelişmekte olan ülkelerde dış ticaret dengesinde meydana gelen değişimler CAB dengesinde meydana gelen değişimlerin oldukça güçlü bir açıklayıcısı olmuştur.

Tablo 3'de yer alan tahmin sonrası diagnostik testler ise hata düzeltme modelinin tüm ülkelerde oldukça iyi çalıştığını göstermektedir. Öncelikle, hata düzeltme modellerindeki düzeltilmiş belirlilik katsayıları oldukça yüksektir. Yalnızca Polonya'ya ait belirlilik katsayısı görece biraz düşüktür. İkincisi, White (1980) testi sonuçları, ARDL hata düzeltme modelinden elde edilen hata terimlerinin sabit varyansa sahip olduğunu ifade eden yokluk hipotezinin reddedilemeyeceğini ifade eder. Diğer taraftan, Ramsey (1969) Reset test sonuçları, model spesifikasyonunun yanlış olmadığını gösterirken, farklı gecikme değerleri için verilmiş Breuch-Godfrey test istatistikleri ARDL hata düzeltme modelinden elde edilen hata terimlerinde değişik düzeylerden (L^{th} order) seri korelasyon olmadığı sonucunu ortaya koymaktadır. Son olarak ARCH-LM test sonuçları ise modelden elde edilen hata terimlerinin yine değişik düzeylerden ARCH etkisi taşımadığını ifade eder. Dolayısıyla bu sonuçlar, çeşitli ülkelere ait hata düzeltme modellerinin ilgili ülkelere ait veri setlerine oldukça iyi uyum sağladığını ifade etmektedir.

SONUÇ

Bu çalışmanın temel amacı, gelişmekte olan ülkelerde cari işlemler dengesinin uzun dönem bileşenlerinin ne olduğunu analiz etmektir. Bu amaçla, cari işlemler dengesini açıklayan faktörler Türkiye, Meksika, Kolombiya, Polonya ve Güney Afrika ülkelerine ait çeyreklik veri seti kullanılarak ARDL sınır testi ve hata düzeltme modeli aracılığıyla analiz edilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenler literatürde yaygın olarak kullanılan faktörler arasından seçilmiş olup bunlar bütçe açıkları, ulusal reel büyüme hızları, para arzı, reel efektif döviz kuru, dış ticaret dengesi ve dış dünya reel faiz oranlarıdır.

ARDL sınır testi sonuçları tüm ülkeler için CAB dengesi ile açıklayıcı değişkenler arasında anlamlı uzun dönem ilişkinin varlığını; diğer bir deyişle, oluşacak kısa dönemli bir şok karşısında sistemi uzun dönemde dengeye getirecek piyasa güçlerinin mevcut olduğunu ortaya koymuştur. Analiz sonucunda elde edilen tahmin değerlerini bir kaç başlık altında özetlemek mümkündür. Buna göre ilk olarak, reel efektif döviz kuru, uzun dönem CAB dengesi üzerinde beş ülkenin hepsinde de anlamlı ve iktisadi beklentilere uygun negatif yönlü ilişkiler ortaya çıkarmaktadır. Diğer bir deyişle, ulusal paranın değer kaybetmesi CAB dengesini olumlu olarak etkilemektedir. Benzer şekilde, beklenildiği gibi, dış ticaret dengesi de reel efektif döviz kurunda olduğu gibi tüm ülkelerin CAB dengesi üzerinde anlamlı ama pozitif yönlü ilişkiler ortaya çıkarmaktadır.

İkinci olarak, Türkiye ve Güney Afrika ülkeleri için ikiz açık hipotezini destekleyen sonuçlar elde edilirken, diğer gelişmekte olan ülkeler için ise bu hipotezi destekler anlamlı sonuçlar elde edilememiştir. Üçüncü olarak, reel büyüme hızlarının CAB üzerindeki anlamlı etkisi Meksika ve Polonya'da negatifken, Kolombiya'da ise pozitif olarak ortaya çıkmıştır. Bunun nedeni ise muhtemelen, Kolombiya'daki marjinal tüketim eğiliminin Meksika ve Polonya'ya göre çok daha düşük olmasından kaynaklanmaktadır. Dördüncü olarak, M3 katsayısı Güney Afrika hariç tüm ülkelerde literatüre uyumlu olarak CAB üzerinde anlamlı pozitif veya negatif etkiler üretmektedir. Dört ülkede anlamlı olan M3

katsayısı, reel efektif döviz kuru ve dış ticaret dengesinden sonra gelişmekte olan ülkelerde en fazla sayıda etkili olan faktör olmuştur. Dolayısıyla, CAB dengesinde iyileşme olmasını amaçlayan karar alıcılar, para politikalarını uygularken bu politikaların CAB dengesi üzerinde doğurabileceği muhtemel etkileri de göz önüne almalıdırlar. Son olarak, dış dünya reel faizleri Türkiye, Kolombiya ve Polonya’da istatistiki olarak anlamlı etkiler yaratmış olup, uluslararası reel faizlerdeki artışlar bu üç ülkede de CAB dengesini olumlu etkilemiştir. Tüm bunlardan çıkarılacak temel sonuç ise, cari işlem hesabı açıkları ile mücadele etmede başarılı olmak isteyen ekonomi politikası uygulayıcılarının özellikle döviz kuru, dış ticaret dengesi ve para arzında meydana gelen değişimlere çok daha yakından odaklanmaları gereğidir.

EK-A

Tablo A1: Veri Seti ve Kaynakları

Değişkenler	Açıklama	Veri Kaynağı
Cari İşlemler Dengesi (CAB) (%GSYİH)		Türkiye için TCMB, Meksika için Banco De Mexico, Kolombiya için Banco Central De Colombia, Polonya için OECD, Güney Afrika için South Africa Reserve Bank
Bütçe Dengesi (BB) (% GSYİH)		Türkiye için HMVDS; Meksika için Banco De Mexico; Kolombiya için Banco Central De Colombia; Polonya için Statistics Poland (Macroeconomic Data Bank); Güney Afrika için South Africa Reserve Bank
Reel Efektif Döviz Kuru (RER)	Log dönüşümü yapılmıştır. Reel efektif döviz kurundaki bir düşme ulusal para biriminin değer kaybetmesi anlamına gelmektedir	Tüm ülkeler için FRED (2010:100 bazlı indeks)
Reel GSYİH Büyüme Hızı (GRO) (%)		Kolombiya hariç tüm ülkeler için FRED; Kolombiya için Banco Central De Colombia
Para arzı (M3) (% GSYİH)		Kolombiya hariç tüm ülkeler için FRED; Kolombiya için Banco Central De Colombia
Dış Dünya Reel Faiz Oranı (WRI) (%)	3 aylık LIBOR (London Interbank Offered Rate) ve OECD ülkeleri tüketici fiyat endeksi faiz oranları kullanılarak hesaplanmıştır.	Tüm ülkeler için FRED
Dış Ticaret Dengesi (TB) (% GSYİH)		Türkiye için TCMB; Meksik için FRED; Kolombiya için Banco Central De Colombia; Polonya için Statistics Poland (Macroeconomic Data Bank) ; Güney Afrika için South Africa Reserve Bank

Notlar: Türkiye için 2002Q1:2018Q2, Meksika için 2000Q1:2018Q2, Kolombiya için 2000Q2:2018Q1, Polonya için 2002Q1:2018Q2 ve son olarak Güney Afrika için de 2001Q2:2018Q2 veri seti kullanılmıştır. Yukarıda kullanılan kısaltmalar şunlardır: TCMB: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası; HMVDS: Hazine Müsteşarlığı Veri Dağıtım Sistemi; FRED: Federal Reserve Economic Data; OECD: Organisation for Economic Co-operation and Development

Tablo A2: Birinci Farklar Üzerinden Phillips-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

	Türkiye	Kolombiya	Meksika	Polonya	Güney Afrika
ΔCAB	-11.96(-2.90)	-13.17(-2.91)	-16.40(-2.91)	-11.85(-2.92)	-20.88(-2.89)
ΔBB	-16.07(-2.90)	-25.16(-2.91)	-15.73(-2.91)	-15.70(-2.92)	-25.20(-2.89)
ΔGRO	-16.30(-2.90)	-24.81(-2.91)	-10.06(-2.91)	-21.36(-2.92)	-13.57(-2.89)
ΔRER	-8.27(-2.90)	-6.79(-2.91)	-7.94(-2.91)	-5.50(-2.92)	-7.79(-2.89)
$\Delta M3$	-15.87(-2.90)	-7.35(-2.91)	-4.99(-2.91)	-35.63(-2.92)	-7.88(-2.89)
ΔWRI	-12.32(-2.90)	-12.67(-2.91)	-12.65(-2.91)	-11.52(-2.92)	-13.44(-2.89)
ΔTB	-11.20(-2.90)	-10.09(-2.91)	-11.28(-2.91)	-17.92(-2.92)	-17.81(-2.89)

Notlar: Tablo değişkenlerin birinci farkları üzerinden yapılan birim kök testi sonuçlarını vermektedir. Tablo içindeki değerler sırasıyla test ististiği ve %5 önem seviyesindeki kritik değerleri (parantez içindeki değerler) ifade etmekte olup, ilgili değerler regresyonun trend içermediği durum altında rapor edilmiştir. Buna göre tüm değişkenler için serilerin birinci farklarında birim kök olduğunu ifade eden yokluk hipotezi reddedilmektedir, dolayısıyla hiçbir değişken ikinci dereceden bütünsel değildir.

KAYNAKÇA

- Abell, J.D. (1990), “Twin Deficits During The 1980s: An Empirical Investigation”, *Journal of Macroeconomics*, 12(1), pp. 81-96.
- Akaike, H. (1973), “Information Theory and an Extension of The Maximum Likelihood Principle”, Second International Symposium on Information Theory, Budapest: Academiai Kiado.
- Bussière, M., Fratzscher, M. and Müller, G.J. (2010), “Productivity Shocks, Budget Deficits and the Current Account”, *Journal of International Money and Finance*, 29(8), pp.1562–1579.
- Calderon, C., Chong, A. and Loayza, N. (2000), “Determinants of Current Account Deficits in Developing Countries”, *Policy Research Working Paper Series*, No:2398, World Bank.
- Chinn, M.D. and Prasad, E.S. (2003), “Medium Term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countries: An Empirical Exploration”, *Journal of International Economics*, pp. 59, 47-76.
- Corsetti, G., Muller, G.J., and Sibert, A. (2006), “Twin Deficits: Squaring Theory, Evidence and Common Sense”, *Economic Policy*, 21(48), pp. 597-638.
- Çeviş, İ. and Çamurdan, B. (2008), “The Determinants Of The Current Account Balance in Inflation Targeting Countries”, *İktisat İşletme ve Finans*, 23(270), pp. 111-131.
- Debelles, G. and Faruqee, H. (1996), “What Determines The Current Account? A Cross-Sectional and Panel Approach, IMF Working Paper, No: WP/96/58, 1-42, 1996. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=882958>
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979), “Distribution of The Estimators For Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.
- Elgin, C., and Kuzubas, T.U. (2013), “Current Account Balances and Output Volatility”, *Economic Modelling*, 33, pp. 381–387.
- Engle, R. F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, 50(4), pp. 987–1007.
- Gerard, W.J. and Godefroy, L.G. (1998), “Diagnostic Checks For Single-Equation Error-Correction and Autoregressive Distributed Lag Models”, *The Manchester School*, 66(2), pp. 222-237.
- Glick, R. and Rogoff, K. (1995), “Global Versus Country-Specific Productivity Shocks and The Current Account”, *Journal of Monetary Economics*, 35, pp. 159–192.
- Gosse, J.B. and Serranito, F. (2010), “Long-Run Determinants Of Current Accounts In OECD Countries: Lessons For Intra-European Imbalances”, *Economic Modelling*, 38, pp. 451-462.
- Harberger, A. (1950), “Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade”, *Journal of Political Economics*, 58(1), pp. 47–60.
- Herrmann, S. and 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”, Discussion Paper Series 1: Economic Studies No 32/2005, Deutsche Bundesbank.
- Herrman, S. and Winkler, A. (2009), “Real Convergence, Financial Markets, and the Current Account: Emerging Europe Versus Emerging Asia” *European Economy, Economic Papers*, No.362.
- International Monetary Fund (2017), *Seeking Sustainable Growth: Short-Term Recovery, Long-Term Challenges*, Washington DC, October
- Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), pp. 231-254.
- Khan, M. S. and Knight M. D. (1983), “Determinants of Current Account Balances of Non-Oil Developing Countries In The 1970s: An Empirical Analysis”, *IMF Staff Papers*, 30(4), pp. 819-842.
- Kripfganz, S. and Schneider D.C. (2016), ARDL: stata module to estimate autoregressive distributed lag models, [PowerPoint slides], Retrieved from: https://www.stata.com/meeting/chicago16/slides/chicago16_kripfganz.pdf
- Laursen, S. and Metzler, L. (1950), “Flexible Exchange Rates and The Theory of Employment”, *The Review of Economics and Statistics*, 32(4), pp. 281–299.
- Newey, W. K. and West, K. D. (1987), “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix” *Econometrica*, 55, pp. 703–708.
- Özdamar, G. (2015), “Factors Affecting Current Account Balance of Turkey: A Survey with The Cointegrating Regression Analysis”, *Journal of Business, Economics and Finance*, 4(4), pp. 633-658.

- Pagan, A. and Ullah, A. (1988), "The Econometric Analysis of Models With Risk Terms", *Journal of Applied Econometrics*, 3, pp. 87-105.
- Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1998), An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century. The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, S. Strøm (Ed.), Cambridge: Cambridge University Press, pp. 371–413.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001), "Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 289–326.
- Phillips, P. C. B., and Perron, P. (1988), "Testing for A Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75(2), pp. 335–346.
- Ramsey, J. B. (1969), "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis", *Journal of the Royal Statistical Society*, 31 (2), pp. 350–371.
- Reisen, H. (1998). Sustainable And Excessive Current Account Deficits, OECD Technical Papers, No: 132.
- Sadiku L., Fetahi-Vehapi, M., Sadiku, M. and Berisha, N. (2015), "The Persistence And Determinants of Current Account Deficit of FYROM: An Empirical Analysis", *Procedia Economics and Finance*, 33, pp. 90 – 102.
- Salvatore, D. (2006), "Twin Deficits in The G-7 Countries And Global Structural Imbalances", *Journal of Policy Modelling*, 28(6), pp. 701–710.
- Schwarz, G.E. (1978), "Estimating the dimension of a model", *Annals of Statistics*, 6(2), pp. 461–464.
- White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and A Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica*, 48 (4), pp. 817–838.
- Yang, L. (2011), "An Empirical Analysis of Current Account Determinants In Emerging Asian Economies.", Cardiff Economics Working Papers, No. E2011/10, Cardiff.