

## TÜRKİYE'DE TİCARİ DİŞA AÇIKLIĞIN CARİ AÇIK ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: EKONOMETRİK BİR ANALİZ\*

Mehmet MERCAN\*\*

### Özet

Bu çalışmada, Türkiye'deki ticari dışa açıklık ile cari işlemler açığı arasındaki ilişki, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımıyla, 1991:Q4-2013:Q1 dönemi verileri kullanılarak araştırılmıştır. Elde edilen bulgulara göre; dışa açıklık ile cari açık arasında, eş-bütünleşme olduğu, dışa açıklık oranındaki artışın, cari açığı arttırıcı bir faktör olduğu tespit edilmiştir. Hata düzeltme modelinde ise, uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönem sapmalarının ortadan kalktığı gözlenmiştir. Elde edilen bu sonuçlar teorik beklentilerimizi doğrulamaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Dışa Açıklık, Cari Açık, Eş-bütünleşme Analizi.

### The Effect of Trade Openness on Current Account Deficit in Turkey: An Econometric Analysis

#### Abstract

In this study, the relationship between trade openness and current account deficit in Turkey is investigated with the ARDL co-integration method developed by Pesaran et al. (2001) using data 1991:Q4-2013:Q1 period. According to obtained evidences there is a co-integration relationship between trade openness and current account deficit, namely determined that an increase in the trade openness is a factor increase current account deficit. And with the error correction model, observed that short-term deviations between the series moving together in the long-term were eliminated. These results confirm the theoretical expectations.

**Key Words:** Trade Openness, Current Account Deficit, Co-integration Analysis.

### GİRİŞ

1980'li yıllarda ekonomik, siyasal ve teknolojik faktörlerin etkisiyle küreselleşme hız kazanmıştır. Bu yıllardan itibaren dışa açıklık kavramı da iktisat literatüründe öne çıkan tartışma konularından olmuştur. Yine 1980'ler öncesinde dünya genelinde ithal ikâmecî ve korumacı politikalar ön planda iken, 1980

\* Bu çalışma, Dumlupınar Üniversitesi tarafından 24-28 Mayıs 2013 tarihleri arasında Saraybosna/BosnaHersek'te düzenlenen 14. Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu (EYİ-2013)'nda "Türkiye'de Ticari Dışa Açıklığın Cari Açık Üzerindeki Etkisi: Ekonometrik Bir Analiz" başlığıyla özet olarak sunulan çalışmanın düzenlenmiş şeklidir.

\*\* Doç. Dr., Hakkari Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonomi ve Finans Bölümü, Hakkari, mehmetmercan@hakkari.edu.tr.

sonrasında ihracata yönelik kalkınma stratejileri ile dışa açıklık önemli hale gelmiştir. Bu yıllardan sonra küresel ekonominin hız kazanmasıyla gelişmekte olan ülkelerin büyümesi ve kalkınması için uygun ortamın yaratılması yönünde kalkınma politikaları izlenmeye başlamıştır. Bu gelişmeler sonucunda dünyadaki üretim artış oranı dünya ticaret artış oranının gerisinde kalmıştır. Dışa açıklık kavramı, bir ekonominin küresel ekonomik güçlerle bütünleşme derecesini göstermektedir. 1970'li ve 1980'li yıllardan itibaren birçok çalışmada dışa açıklık ile ekonomik büyüme, dışa açıklık ve cari açık arası ilişkiler ortaya konmaya çalışılmıştır. Dışa açıklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini test etmek için yapılan çalışmalarda, dışa açıklığın ekonomik büyümeye katkı sağladığı sürülmüştür.

Türkiye 1980 sonrası dönemde benimsemiş olduğu ihracata yönelik kalkınma stratejisi ile dışa açılmıştır. Çalışmada, Türkiye'nin ticari dışa açıklığının ekonomik büyüme ve cari açık üzerindeki etkisinin ortaya konulması amaçlanmıştır. Bu amaçla çalışma dört bölüme ayrılmıştır. Girişi takip eden ikinci bölümde teorik çerçeve ve literatür araştırmalarına yer verilmiş, üçüncü bölümde ise Türkiye örneğinde 1991:Q4-2013:Q1 dönem verileri kullanılarak dışa açıklığın, cari açık ve ekonomik büyümeye etkisinin analiz edilmiştir. Dördüncü bölümde, ampirik araştırma bulguları doğrultusunda sonuç, değerlendirme ve politika önerileri ile çalışma sonlandırılmıştır.

## **I. TEORİK ÇERÇEVE ve LİTERATÜR TARAMASI**

### **A. DIŞA AÇIKLIK VE BÜYÜME İLİŞKİSİ**

Çalışmanın bu kısmında öncelikle ticari dışa açıklık ve büyüme arası ilişkinin teorik ve ampirik çalışmalar dayanılarak açıklanacaktır. Dışa açılma, herhangi bir ekonominin uluslararası piyasalarla bütünleşmesidir (Işık, 2005). Bu tanım çok kapsamlı olmakla birlikte, tanımın sınırlarında belirsizlik vardır. Yapılan teorik çalışmalarda, dış ticarete açıklığın ekonomik büyümeye etkilerini şu şekilde açıklanmaktadır: Birincisi, dışa açıklık sayesinde ihracat ve ihracat gelirleri artırılabilir. Yurt içinde daha önce üretilemeyen hammadde girdileri ve sermaye malı gibi ara malı ithalatı artırılarak GSYİH'nin artışı sağlanabilir. Böylece, ekonomideki tasarruf-yatırım ve ihracat-ithalat açığı azaltılabilir (Esfahani, 1991:95). İkincisi, dışa açılma ile bir ülkenin hasılasına olan talep artırılarak hasıla, istihdam ve tüketim artışı sağlanabilir (Jung ve Marshall, 1985:3). Diğer yandan ülke ticari açıkla dış talebi karşılayacak malları üretebilmek için gerekli üretim faktörleri ve teknolojinin ülkeye girişi ile üretim imkanlarını da artıracaktır (Alam, 1991: 840). Üçüncüsü, Ticaret yapılan ülkenin üretim tekniklerine adaptasyon sonucunda toplam faktör verimliliği de artarak, pozitif dışsallıkla da üretimde etkinlik sağlanabilir (Miller ve Upadhyay, 2000: 400). Dördüncü, dışa açıklık ile tasarruflar dünya ölçeğinde dağılacığından faiz oranları ülkeler arasında

eşitlenecektir. Böylece tasarruf teşviki, tasarrufların verimli alanlarda kullanımı ile ekonomik büyüme de hızlandırılabilir. Beşincisi, dışa açıklık ile yabancılarla rekabet sayesinde yurt içi firmaların sermaye maliyetleri düşürülebilir ve böylece daha yüksek yatırım ve büyüme imkanları sağlanabilir. Ayrıca rekabet yurt içi finansal sektörün de gelişmesine katkıda bulunabilir. Altıncısı, finansal dışa açılmayı da sağladıktan sonra finansal piyasalar, kurumlar ve hizmetlerde de maliyetler düşürülerek hem verimlilik hem etkinlik artırılabilir.

Dışa açıklık ve büyüme arasındaki ilişki iktisat literatüründe yıllardır tartışılmaktadır. Bu konudaki en önemli teorik çalışmalar yeni büyüme teorilerinde ortaya konmuştur. Taylor (1994)'ın yaptığı çalışmada dış ticaret politikası ile ekonomik büyüme arasında model kurmuştur. Bu model sonucunda dışa açılmanın ekonomik büyümeyi faktör tahsisi, ithalatı disipline etme, ölçek etkisi, ara ve yatırım malı sağlama, teknolojiyi yayma gibi beş değişik yönden etkilediğini ortaya koymuştur. Yine ekonomik büyüme performansı ile dışa açıklık arasındaki ilişki Grossman ve Helpman (1992), Young'ın (1991)'deki çalışmalarında karşılaştırmalı üstünlükler doğrultusunda kaynakların etkin dağıtılarak ekonomik büyüme sağlanabileceğini belirtmişlerdir. Yine Greenway, Milner (1993) ve Romer (1990) yaptığı çalışmalarda dışa açıklıkla uluslararası rekabet artışı olmaktadır. Yapılan Ar-Ge çalışmaları ve eğitim harcamalarındaki artışla da ekonomik büyümeyi tetiklemektedir. Yine Romer (1991) yaptığı çalışmada dışa açıklıkla hem uluslararası hem de ülke seviyesinde firmaların ölçek ekonomilerine ulaşmasıyla verimlilik artışları sağlanacağı ve bununda ekonomik büyümeyi olumlu etkileyeceği ortaya konmuştur. Yine Grossman ve Helpman (1992) dışa açıklığın teknolojiyi yayma etkisi oluşturduğunu ileri sürmüşlerdir. Bu etki sayesinde teknoloji transferi ve pozitif dışsallık sağlanmaktadır.

Dışa açıklığın ekonomik büyüme performansına etkisi konusunda yapılmış ampirik çalışmaları şu şekilde özetleyebiliriz: Edwards (1998) çalışmasında, 93 ülkenin dışa açıklığı ile toplam faktör verimliliğindeki artış arasındaki ilişkiyi, panel veri analizi ile 1960-1990 yılları verilerini kullanarak yapmıştır. Çalışması sonunda toplam faktör verimliliğindeki artış ile dışa açıklık arasında güçlü bir ilişki bulmuştur. Rodriguez ve Rodrik (1999) çalışmalarında, çoklu regresyon analizi ile büyüme oranları, gümrük vergisi oranları ve gelir seviyeleri arasındaki ilişkiye bakmışlardır. Dışa açıklığın büyümeyi olumlu etkilemesine rağmen, gümrük vergi oranlarının büyümeyi sınırlandırdığını tespit etmişlerdir. Li (2006) da 62 ülkede ticari dışa açıklık ile büyüme arasındaki ilişkiyi 1998-2002 yılları arasında panel veri analizi yaparak ele almıştır. Çalışma sonucunda dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki bulunmuştur. Berber ve Kurt (2008) çalışmasında Türkiye'de 1989:Q1-2003:Q4 dönemi için dışa açıklık ile ekonomik büyüme arası ilişkiyi araştırmışlardır. Analiz sonucunda dışa açıklık ile büyüme arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Çalışmada, dışa açıklığın ekonomik büyümeyi arttırdığı yönünde sonuçlar elde etmişlerdir. Saçık (2009), çalışmasında literatürü tarayarak çalışmalarda hangi ölçüt kullanılırsa kullanılsın dışa açıklığın

ekonomik büyümeyi arttırdığını ifade etmiştir. Kıran ve Güriş (2011), çalışmalarında Türkiye'deki dışa açıklığın ve finansal dışa açıklığın büyümeye etkisini 1992-2006 dönemini sınır testi ve nedensellik testi ile araştırmışlardır. Araştırma sonucunda, Türkiye'de ele alınan dönemlerde ticari ve finansal dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasında uzun dönem ilişkisinin olduğunu tespit etmişlerdir. Nedensellik analizinde ise ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Finansal dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasında ise nedensellik ilişkisi olmadığını belirtmişlerdir.

### **B.DIŞA AÇIKLIK VE CARİ AÇIK İLİŞKİSİ**

Çalışmanın bu kısmında dışa açıklık ve cari açıklık arasındaki ilişki teorik ve ampirik çalışmalara dayalı olarak verilecektir. Dış Açık, iktisat literatüründe teknik anlamıyla cari işlemler açığı; herhangi bir ülkeye döviz girişleri ile çıkan döviz miktarı arasındaki farkı ifade eder. Döviz gelirleri, ihracat ve turizm gelirlerinden oluşurken, döviz giderleri ithalat ve yurt dışı harcamalardan oluşur. Gelişmekte olan ekonomilerde iç tasarruf yetersizliği büyümeyi engeller. Yatırımlar için gerekli tasarruflar yetersiz kalırsa yurt dışı kaynaklar ile finanse edilir. Ekonomide büyüme hızı artışı, kaynak ihtiyacını daha da artırır. Eğer bu kaynaklar doğrudan tüketime değil de üretime aktarılabilirse, uzun vadede geri dönüşü sağlanır. Ancak tüketim ağırlıklı ekonomilerde tasarruf açığı daha da büyümektedir. Ekonomide dövizin istikrarlı bir seviyede tutulması maliyetlidir. Yüksek faiz, dövizin fiyatını aşağı çekerken, ithal mallarının ucuzlamasını da sağlar. İthalata olan talebin artması bankaların ve şirketlerin dış borcunu artırır. Dövizin fiyatı düşerken, yerli paranın aşırı değerlenmesi meydana gelir. Güçlü yerli para ihracat gelirlerinin azalmasına ve yatırımların azalmasına neden olur ki tüm bu nedenlerden dolayı cari açıklar oluşur. Cari açığın finanse edilme yöntemleri önem arz etmektedir. Çünkü cari açık doğrudan yatırımlar türünden ya da uzun vadeli döviz girişleriyle finanse edilirse bunun etkisi az sorunlu olur. Ancak cari açık kısa vadeli ve dış borçları artırıcı yönde sıcak para ile finanse edilirse tehlike ortaya çıkmaktadır. Ülkelerin dışa açılmaları ile dış dünya ile olan ekonomik ve mali ilişkilerdeki artışla beraber dış açıklarda da artış gözlenmektedir. Açıkların finansmanı için yürütülen politika araçlarının çok iyi kullanılması gerekmektedir.

Türkiye örneğinde, cari açık ve dışa açıklık ilişkisini inceleyen ampirik çalışma sayısı oldukça azdır. Ancak yapılan çalışmaların ortak özelliklerine bakıldığında; genelde çalışmaların cari açığın belirleyicilerinin ortaya çıkarılması, bütçe açıkları ve cari açık arası ilişkilerin incelenmesi, cari açığın sürdürülebilmesi üzerine odaklandığını görüyoruz. Bu çalışmalardan birkaçını şu şekilde özetleyebiliriz: Peker ve Hotunluoğlu (2009) çalışmalarında Türkiye'de cari işlemler açığının kaynaklarını, VAR yöntemiyle, 1992:01-2007:12 dönemi aylık verileri ile analiz etmişlerdir. Çalışma sonunda reel döviz kurunun, reel faiz oranının ve İMKB'nin Türkiye'deki cari açığın belirleyicisi olduğunu, ulusal

gelirin cari açık üzerinde etkisinin düşük olduğunu tespit etmişlerdir. Bayraktutan ve Demirtaş (2011) yaptığı çalışmada gelişmekte olan 19 ülke örneğinde 1980-2006 dönemi verilerini panel veri analiziyle test etmişlerdir. 19 ülkenin ekonomik büyüme oranının, yatırımlarının ve kamu harcamalarındaki artışların cari açığı artırdığı, dışa açıklık oranının, dış ticaret hadlerindeki düzelmeye ve uluslararası faiz oranlarındaki artışların ise cari işlemler açığını azalttığı bulgusunu elde etmişlerdir.

Bolat, Belke ve Aras'ın (2011) çalışmasında Türkiye'de 1998:1-2010:4 dönemi için ikiz açıklar hipotezinin sınaması yapılmıştır. Bütçe açıkları ve cari açık arası ilişkiyi sınır testi ile sınamışlardır. Sonuçta, uzun dönemde cari açık ile bütçe açığı arasında bir ilişki bulamamışlar, kısa dönem analizinde ise bütçe açıkları ve cari açık arasında kuvvetli pozitif ilişki bulmuşlardır. Peker (2009) yaptığı çalışmada cari işlemler açığının sürdürülebilirliğini Türkiye örneğinde, 1992:01-2007:12 dönemi aylık verileri ile eş-bütünleşme analizi ile sınamıştır. Sonuçta cari işlemler açığının sürdürülebilirliğinin düşük düzeyde olduğunu tespit etmiştir. Aras vd. (2012) çalışmalarında, Türkiye'de 2002 yılından itibaren cari açık temel makroekonomik sorun olarak günümüze kadar geldiği, bu sorunun çözümü orta ve uzun vadeli programlarla gerçekleştirilebileceğini tespit etmişlerdir. Hükümet tarafından uygulanan aşırı değerli yerli paradan kaynaklı döviz kurlarındaki artışın kısa vadede katkısının 2011 yılı ikinci yarısında ortaya çıktığını belirtmişlerdir. Nisan 2012'de hükümetçe açıklanan yeni teşvik programı ile cari açık sorununun orta ve uzun vadede çözülmeye çalışıldığının hedeflendiğini ancak bu teşvik programının da olumlu ve olumsuz etkilerinin olabileceğini belirtmişlerdir.

## II. YÖNTEM VE AMPİRİK BULGULAR

1991:Q4-2013:Q1 dönemini kapsayan bu çalışmamızda üç aylık veriler ve toplam üç değişken kullanılmıştır. Değişkenler için kullanılan harf sembollerinde, *cad*; cari işlemler açığını (current account deficit), *open*; ticari dışa açıklığı (ithalat+ihracat/GSYİH) ve *growth*; reel büyüme oranını göstermektedir. Cari işlemler açığının, ithalat ve ihracatın cari değerleri Gayri Safi Yurtiçi Hasılının (GSYİH) cari değerine oranlanarak analize dahil edilmiştir. Değişkenler Amerikan Doları cinsinden olup, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası web sayfasından (<http://evds.tcmb.gov.tr/>) temin edilmiştir.

Bu çalışmada, ticari dışa açıklığın cari açık üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Ayrıca büyüme değişkeni, cari açığın önemli bir belirleyicisi olduğu için analize dahil edilmiştir. Analizde Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Bu yaklaşım, Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990) tarafından geliştirilen eş-bütünleşme yöntemleriyle karşılaştırıldığında, daha kullanışlı olduğu kabul edilmektedir. Söz konusu yöntemlerde analize dâhil edilen serilerin düzeyde birim kökünün olması ve farkı alındığında aynı dereceden bütünleşmeleri gerekmektedir. Dolayısıyla serilerden biri ya da bir kısmı düzeyde durağan ise eş-bütünleşme ilişkisi araştırılamaz. Oysa

sınır testi yaklaşımında böyle bir kısıtlama yoktur. Serilerin durağanlık düzeyleri farklı olsa da, (bağımlı değişken I(1) olmak kaydıyla bağımsız değişkenler I(0) ya da I(1) olduğu durumlarda) eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı test edilebilmektedir (Pesaran vd. 2001). Bununla birlikte, sınır testi yaklaşımının diğer bir avantajı ise düşük sayıda gözlem içeren verilerle de model tahminin olanaklı olması, sağlam ve etkin sonuçlar vermesidir. (Narayan ve Narayan, 2004, Kamaruddin ve Jusoff, 2009, Shazbaz vd., 2012). Gözlem sayısının az olduğu örneklerde Engle-Granger ve Johanseneşbütünleşme testlerine göre daha güvenilir sonuçlar vermektedir (Narayan ve Smyth, 2005:103). Analize başlamadan önce çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin bazı test ve işlemler yapılmıştır. Bu bağlamda ilk olarak; serilerin durağanlıkları, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle incelenmiştir.

### A. BİRİM-KÖK TESTİ

Zaman serileri farklı dönemlerde, değişik deterministik trendler etrafında durağan olabilmektedir. Bu değişiklikler; sabit terimde ve/veya eğimde meydana gelen yapısal kırılmalardan kaynaklanabilmektedir. Bu kırılmalara; savaş, barış, doğal afetler, terör olayları, politika değişiklikleri ve ekonomik krizler neden olabilir. Bu yapısal kırılmaları dikkate alınmadan yapılan birim kök analizleri, hatalı sonuçlar verebilmekte ve gerçekte durağan olan serilere, durağan değil deme eğilimi göstermektedir (Perron, 1989).

Yapısal kırılmalı birim kök testleri Perron (1989) ile başlamış, Zivot-Andrews (1992), Lumsdaine-Papell (1997), Perron (1997), Ng-Perron (2001) ve Lee-Strazicich (2003) ile devam etmiştir. Bu yöntemlerde, serilerde bir veya iki tane yapısal kırılmaya izin verilebilirken, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) (CS) testinde, beş tane yapısal kırılmaya izin verilmekte ve kırılma tarihleri de içsel olarak belirlenmektedir. CS testi, yapısal kırılma noktalarını, Bai ve Perron (2003) algoritmasını kullanarak ve quasi-GLS yöntemi yardımıyla, dinamik programlama süreciyle, hata kareler toplamını minimize ederek elde etmektedir. Bu test, küçük örneklerde de kullanılabilir özelliğine sahiptir (Carrion-i-Silvestre vd. 2009). CS testinde kullanılan stokastik veri üretme süreci şöyledir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (1)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (2)$$

Carrion-i-Silvestre vd. (2009), beş farklı test istatistiği geliştirmiştir. Bunlar:

$$P_T(\lambda^0) = \frac{[S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)]}{S^2(\lambda^0)} \quad (3)$$

$$MP_T(\lambda^0) = \frac{[c^{-2}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c})T^{-1} \tilde{y}_T^2]}{s(\lambda^0)^2} \quad (4)$$

$$MZ_{\alpha}(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left( 2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (5)$$

$$MSB(\lambda^0) = \left( s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (6)$$

$$MZ_t(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left( 4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (7)$$

Testin hipotezleri:

$H_0$ : Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır.

$H_1$ : Yapısal kırılmalar altında birim kök yoktur.

Bu hipotezleri test etmek için gerekli olan asimtotik kritik değerler, bootstrap ile üretilebilmektedir. Hesaplanan test istatistiği, kritik değerden küçük olduğunda,  $H_0$  reddedilmektedir. Bu durumda seride yapısal kırılmalar altında birim kökün olmadığı, yani serinin durağan olduğu kabul edilmektedir. Bu çalışmada serilerin durağanlıkları CS testi ile incelenmiş ve elde edilen sonuçlar, Tablo1'de sunulmuştur.

**Tablo 1.** Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

	Düzyer Değerleri					Kırılma Tarihleri
	$P_T$	$MP_T$	$MZ_{\alpha}$	$MSB$	$MZ_t$	
<b>CAD</b>	11.86 [9.02]	11.70 [9.02]	-38.10 [-47.59]	0.11 [0.10]	-4.33 [-4.87]	1994Q1; 1998Q1; 2000Q4; 2004Q1; 2008Q2
<b>OPEN</b>	16.12 [8.40]	14.02 [8.40]	-29.25 [-45.90]	0.12 [0.10]	-3.72 [-4.78]	1993Q4; 1996Q4; 1999Q3; 2003Q1; 2005Q3
<b>GROWTH</b>	17.71 [9.10]	17.40 [9.10]	-25.25 [-47.17]	0.13 [0.10]	-3.53 [-4.84]	1994Q1; 1999Q3; 2001Q4; 2006Q1; 2009Q1
<b>DCAD</b>	2.21* [5.54]	2.25* [5.54]	-40.55* [-17.32]	0.11* [0.16]	-4.50* [-2.89]	-
<b>DOPEN</b>	4.08* [5.54]	3.84* [5.54]	-41.54* [-17.32]	0.10* [0.16]	-4.23* [-2.89]	-
<b>DGROWTH</b>	2.75* [5.54]	2.41* [5.54]	-38.17* [-17.32]	0.11* [0.16]	-4.36* [-2.89]	-

**Not:** \*, %5 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler, bootstrap kullanılarak 1000 yinelenme ile üretilmiş kritik değerlerdir. Yapısal kırılma tarihleri, test yöntemi tarafından belirlenmiş tarihler olup, serilerin orijinal hallerindeki kırılmaları ifade etmesi için, sadece düzey değerleriyle yapılan testteki sonuçlar rapor edilmiştir.

Tablo 1’de, düzey değerlerinde hesaplanan test istatistikleri, kritik değerden büyük olduğu için, bütün serilerde birim kök olduğu, yani düzey değerinde durağan olmadıkları, birinci farkları alındığında, durağan hale geldikleri, yani  $I(1)$  oldukları görülmektedir. Bu durumda seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin araştırılabileceğine karar verilmiştir. Serilerin düzey değerlerinde durağan olmaması, söz konusu makroekonomi politikalarının sürdürülebilirliği açısından olumsuz bir kanıt oluşturmaktadır. Trehan ve Walsh (1991), ülke ekonomilerinin dönemlerarası bütçe kısıtını sağlayabildiği durumlarda cari işlemler açığının durağan olacağını, aksi durumda ise durağan olmayacağını ifade etmiştir.

Test yönteminin, Türkiye ekonomisindeki yapısal kırılma tarihlerini, büyük oranda başarılı bir şekilde tespit ettiği görülmektedir. Analiz yönteminin bulunduğu kırılma tarihlerine göz atılırsa; 1994 yılı cari açık krizini; 1998 yılı Rusya ekonomik krizini; Kasım 2000 ve Şubat 2001 bankacılık krizlerini belirtmektedir. 2005 yılı Avrupa Birliği ile tam üyelik müzakerelerinin başladığı, en büyük özelleştirmelerin gerçekleştirildiği, en yüksek düzeyde doğrudan yabancı yatırımların gerçekleştiği ve 2008 yılı ise küresel ekonomik krizin, gerçekleştiği yıldır.

## B. HATA DÜZELTME MODELİNE DAYALI GRANGER

### NEDESELLİK ANALİZİ

Analizde kullanılan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı zaman, ilişkinin yönünü tespit etmek amacıyla, durağan serilerle Granger nedensellik testi uygulanır. Bu test uygulanırken,  $x$  ve  $y$  gibi iki değişken olduğu varsayımı altında Granger (1969), eğer  $x$  değişkenine ait bilgilerin modele eklenmesi,  $y$  değişkeninin öngörüsüne katkı sağlıyorsa,  $x$  değişkenini  $y$  değişkeninin nedeni olarak ifade etmekte ve nedenselliğin yönünü  $x$  değişkeninden  $y$  değişkenine doğru olarak belirlemektedir. Granger nedensellik testi, (8). ve (9). regresyon denklemleri yardımıyla yapılmaktadır. Burada;  $y_t$  ve  $x_t$  değişkenleri,  $a_1$  ve  $c_1$  sabit terimleri,  $b$  ve  $d$ ’ler tahmin edilecek katsayıları,  $p$  gecikme uzunluğunu,  $v_t$ ’ler ise beyaz gürültülü (white-noise) hata terimlerini temsil etmektedir.  $p$  gecikme uzunluğu, değişkenler arasında tahmin edilen standart VAR içinde yer alan bilgi ölçütleri kullanılarak tespit edilir (Enders, 1995, s.395).

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} x_{t-i} + v_{1t} = 0 \quad (8)$$

$$x_t = c_1 + \sum_{i=1}^p d_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{2i} y_{t-i} + v_{2t} = 0 \quad (9)$$

Granger nedensellik analizi, (8) ve (9). denklemlerde, bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerin katsayılarının, belirli bir anlamlılık düzeyinde, grup halinde sifra eşit olup olmadığı test edilerek yapılır. (8) nolu denklemdeki  $b_i$  katsayıları belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bulunursa,  $x$ ’iny’nin Granger nedeni olduğuna karar verilir. Aynı şekilde (9) nolu denklemde de  $d_i$  katsayılarının da



belirli bir anlamlılık düzeyinde, grup halinde sıfırdan farklı olması da  $y$ 'nin  $x$ 'in nedeni olduğunu gösterir (Granger, 1969). Granger nedensellik testinin (8). regresyon denkleminde göre yapıldığı düşünülürse, nedenselliğin yönü Wald testi yardımıyla  $H_0$  ve  $H_1$  hipotezi sınanarak tanımlanmaktadır:

$$H_0 = \sum_{i=1}^p b_{2i} = 0 \quad H_1 = \sum_{i=1}^p b_{2i} \neq 0$$

$H_0$  hipotezinin kabul edilmesi durumunda  $x$ ,  $y$ 'nin nedeni değildir;  $H_1$  hipotezinin kabulü durumunda ise  $x$ ,  $y$ 'nin nedeni olduğu sonucuna varılır. Analizde kullanılan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu zaman, seriler arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla, hata düzeltme modeline dayalı (Vector Error Correction Model, VECM) Granger nedensellik testi uygulanır. Granger'e (1988), seriler arasında eşbütünleşme olmasının en azından tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olabileceğini belirtmiştir. Eşbütünleşme ilişkisinden elde edilen hata düzeltme modeli ile geliştirilmiş Granger nedensellik testinin,  $x$  ve  $y$  gibi iki değişken için şu şekilde formüle edilebilir.

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta y_{t-i} + u_t \quad (10)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta x_{t-i} + v_t \quad (11)$$

Denklemlerde  $\Delta$  fark işlemcisi,  $u_t$  ve  $v_t$  ise sıfır ortalama ve otokorelasyonsuz rassal hata terimleridir. Hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik modelinde,  $EC_{t-1}$  değişkenlerin uzun dönem ilişkilerinden elde edilen hata terimlerinin bir gecikmeli halidir. Hata terimlerinin katsayıları, uyarlama hızı parametreleridir. Analizde uzun dönem nedensellik ilişkisi olması için, hata düzeltme terimlerinin katsayılarının negatif ve istatistiki olarak anlamlı olması beklenir. Hata düzeltme teriminin katsayısının t-istatistiği uzun dönemli nedensellik ilişkisini belirtirken, modeldeki bağımsız değişkenlerin katsayılarının bir bütün olarak standart F-istatistiğinin anlamlı olması ise kısa dönem nedenselliğin varlığını göstermektedir (Altunç, 2008, s.122). Denklem (10)'daki  $x$ 'in "Granger nedeni değildir" boş hipotezi,  $\alpha_{3i}$ 'lerin bir bütün olarak anlamlı veya  $\alpha_1$ 'in katsayısının anlamlı olması durumunda reddedilmektedir. Hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik testi sonuçları Tablo 2'de verilmiştir.

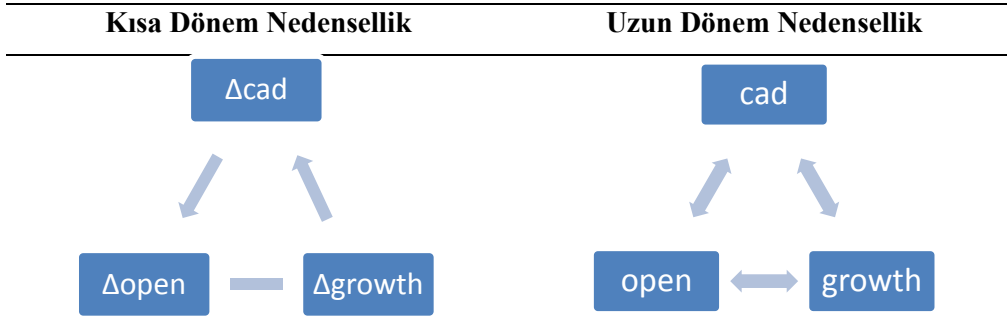
**Tablo 2.** Hata Düzeltme Modeline Dayalı Kısa ve Uzun Dönem Granger Nedensellik Testi Sonuçları

	Kısa Dönem Nedensellik				Uzun Dönem Nedensellik
	F istatistiği (Prob.)				t istatistiği
	$\Delta cad$	$\Delta open$	$\Delta growth$	Blok Nedensellik	$EC_t$
$\Delta cad$	-	6.13(0.18)	8.41(0.07)***	20.12(0.00)*	-0.11[-1.77]**
$\Delta open$	9.98(0.04)**	-	1.65(0.79)	16.58(0.03)**	-0.32[-2.88]*
$\Delta growth$	6.46(0.16)	3.98(0.40)	-	10.57(0.22)	-0.53[-4.03]*

**Not:**Granger nedensellik analizinde, durağan serilerle kurulan VAR modeli yardımıyla en uygun gecikme uzunluğu; FPE (Final PredictionError), AIC (Akaike Information Criterion), LR (LikelihoodRatio) ve HQ (Hannan-Quinn) bilgi kriteri kullanılarak 4 alınmıştır. 4. Gecikme uzunluğunda otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olmadığı görülmüştür (otokorelasyon testi: 13.85(0.12), değişen varyans testi: 132.81(0.73)). \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. () içerisindeki değerler prob. Değerini, [ ] içerisindeki değerler ise t istatistiğini vermektedir.

Tablo 2’den izlenebileceği gibi, kısa dönem Granger nedensellik analizinde ekonomik büyümenin cari açığın “Granger nedeni değildir” boş hipotezi %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Yani ekonomik büyümeden cari açığa doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi vardır. Benzer şekilde cari açıktan ticari dışa açıklığa doğru tek yönlü nedenselliğin olduğu bulgusu elde edilmiştir. Ayrıca bağımsız değişkenlerin blok olarak (topluca) bağımlı değişkenin nedeni olup olmadığı incelendiği zaman, dışa açıklık ve ekonomik büyüme birlikte cari açığın, cari açık ve ekonomik büyüme birlikte dışa açıklığın Granger nedeni olduğu ifade edilebilir. Uzun dönem nedensellik analizinde ise;kurulan her üç model içinde hata düzeltme katsayısının negatif ve anlamlı olduğu yani tüm değişkenler arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Cari işlemler açığı, dışa açıklık ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında nedensellik tespit edilmesi, değişkenler arasında ilişkinin varlığına kanıt olarak yorumlanabilir. Ayrıca değişkenler arasında uzun dönemde nedensellik ilişkisinin varlığının kısa döneme göre daha yüksek düzeyde olması, cari işlemler açığının azaltılması için ekonomik büyüme ve dış ticaret politikalarında sürdürülebilir uzun dönemli politikaların önemine işaret etmektedir.

**Grafik1.** Hata Düzeltme Modeline Dayalı Granger Nedensellik Testi Sonuçları

### C. TODA-YAMAMOTO (1995) NEDENSELLİK ANALİZİ

Toda ve Yamamoto (1995) (TY), nedensellik testi, Granger nedenselliğini incelemek için, düzeltilmiş VAR modelinin tahminine dayalı bir yöntemdir. TY nedensellik testi incelenirken serilerin durağanlık düzeyleri ya da eşbütünleşme ilişkisinin olup olmaması bu testin geçerliliğini etkilemediği için diğer nedensellik testlerine göre avantajlıdır. TY testi uygulanırken öncelikle bilinen ekonometrik şartların sağlandığı (otokorelasyon ve değişen varyansın olmadığı en uygun gecikme)  $k$  gecikmeli VAR( $k$ ) modeli ve incelenen serilerin maksimum bütünleşme derecesi ( $d_{max}$ ) belirlenir (Örneğin  $I(0)$  ve  $I(1)$  seriler varsa  $d_{max}=1$  alınır). Bu iki değer tespit edildikten sonra  $k+d_{max}$  gecikmeli bir VAR model tahmin edilir ve bu modeldeki bağımsız değişkenlerin parametrelerine kısıtlamalar konularak bağımlı değişkeni anlamlı düzeyde etkileyip etkilemediği yani nedensellik ilişkisinin varlığı belirlenir.

Toda ve Yamamoto (1995), serilerin bütünleşme derecesinin bir olduğu durumda ( $d=1$ )  $k>d=1$  olduğu için gecikme uzunluğu tespiti işlemlerinin her zaman asimptotik olarak geçerli olacağını belirtmiştir (Bhattacharya ve Mukherjee 2002, s.14). Yani tahmin edilen VAR modelinin gecikmesi 1'den büyükse TY testi uygulanabilir. Tüm seriler düzeyde durağan ise ( $I(0)$ )  $k+d_{max}=k$  olacak, VAR modeline herhangi bir gecikme eklenmeyecektir. Bu durumda TY analizi Granger nedensellik testi ile benzerlik gösterecektir. TY testi için aşağıdaki VAR modeli EKK ya da SUR (görünürde ilişkisiz regresyon) yöntemi ile tahmin edilir.

$$cad_t = a_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{1i} growth_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{2j} open_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{3i} cad_{t-i} + \lambda_{t2} \quad (12)$$

$$growth_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \phi_{1i} cad_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \phi_{2j} open_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \phi_{3i} growth_{t-i} + \lambda_{t1} \quad (13)$$

$$open_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{1i} cad_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{2j} growth_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{3i} open_{t-i} + \lambda_{t3} \quad (14)$$

Birinci denklemde (denklem 12) *growth* ve *open* değişkeninin, *cad* değişkeninin Granger nedeni olup olmadığı sınanmaktadır. Örneğin; *growth* değişkeninin, *cad* değişkeninin Granger nedeni olmadığını belirten boş (temel) hipotez  $H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = 0$  Granger nedeni olduğunu belirten  $H_1: \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 \neq 0$  alternatif hipoteze karşın ( $i \leq k$ )  $k$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımlı Wald testiyle sınanır. Denklemlerdeki  $\lambda_{ti}$  hata terimlerinin sıfır ortalamalı, sabit varyanslı ve otokorelasyonsuz bir beyaz gürültü (white noise) sürecine tabi olduğu varsayılır.

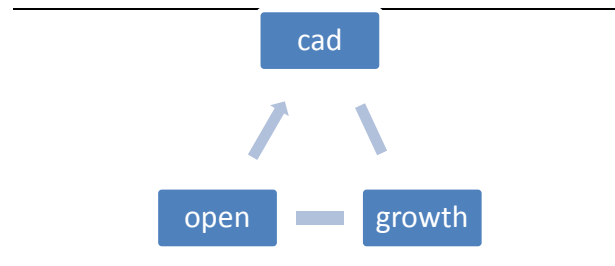
**Tablo 3.** Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Boş Hipotez Nedenselliğin Yönü	Gecikme Uzunluğu	$\chi^2$ istatistiği
open $\rightarrow$ cad	(k=5)+(d <sub>max</sub> =1)=6	10.23(0.06)***
growth $\rightarrow$ cad	(k=5)+(d <sub>max</sub> =1)=6	4.49(0.48)
cad $\rightarrow$ open	(k=5)+(d <sub>max</sub> =1)=6	6.26(0.28)
growth $\rightarrow$ open	(k=5)+(d <sub>max</sub> =1)=6	3.13(0.67)
cad $\rightarrow$ growth	(k=5)+(d <sub>max</sub> =1)=6	3.27(0.65)
open $\rightarrow$ growth	(k=5)+(d <sub>max</sub> =1)=6	5.59(0.34)

**Not:** TY nedensellik analizinde, değişkenlerin düzey değerleriyle kurulan VAR modeli yardımıyla en uygun gecikme uzunluğu; FPE (Final Prediction Error), AIC (Akaike Information Criterion), LR (Likelihood Ratio) ve HQ (Hannan-Quinn) kullanılarak 5 alınmıştır. 5. Gecikme uzunluğunda otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olmadığı görülmüştür (otokorelasyon testi: 6.68(0.66), değişen varyans testi: 170.19(0.68)). \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde nedenselliğin olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 3'ten izlenebileceği gibi ticari dışa açıklığın cari açığın "Granger nedeni değildir" boş hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Yani ticari dışa açıklıktan cari açığa doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi vardır. Ticari dışa açıklıktan cari açığa doğru nedensellik ilişkisinin tespit edilmesi, değişkenler arasında ilişkinin varlığına kanıt olarak yorumlanabilir.

**Grafik 2.** Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları



#### D. EŞ-BÜTÜNLEŞME TESTİ

Birçok makroekonomik değişkenin düzey değerleri durağan değildir. Eğer seriler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisi varsa, yani seriler uzun dönemde birlikte hareket ediyorsa, düzey değerleriyle yapılacak analizde bir sahte regresyon problemiyle karşılaşılacaktır (Pesaran vd. 2001; Gujarati, 1999). Ancak, uzun dönemde birlikte hareket eden değişkenlerin dinamik davranışları denge ilişkisinden bazı sapmalar gösterir (Enders, 1996). Bu, eş-bütünleşmiş değişkenlerin temel bir özelliği olup, kısa dönem dinamiği üzerinde belirleyici bir rol oynar. Bu süreçle ortaya çıkan dinamik model, hata düzeltme modeli olarak adlandırılır (Enders, 1995). Sınır testi yaklaşımının uygulanması için önce kısıtlanmamış bir hata düzeltme modeli (unrestricted error correction model: UECM) kurulur. Bu modelin çalışmamıza uyarlanmış biçimi şu şekildedir:

$$\Delta cad_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta cad_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta open_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta growth_{t-i} + \alpha_4 cad_{t-1} + \alpha_5 open_{t-1} + \alpha_6 growth_{t-1} + u_t \quad (15)$$

burada,  $m$ ; optimum gecikme uzunluğunu,  $\Delta$  fark operatörünü,  $u_t$  hata terimini, diğer harf kısaltmalarıyla verilenler ise, değişken tanımındaki anlamları ifade etmektedir. Bu çalışmada optimum gecikme uzunluğu Akaike bilgi ölçütü (Akaike information criterion: AIC) yardımıyla belirlenmiştir. Kamas ve Joyce'ye (1993) göre, testin sağlıklı sonuçlar verebilmesi için, optimum gecikme uzunluğundaki modelin hata terimleri arasında ardışık bağımlılığın olmaması gerekir. AIC'nin en küçük olduğu gecikme uzunluğunda ardışık bağımlılık sorunu çıktığında, bir büyük AIC değerinin olduğu gecikme uzunluğu, optimum gecikme uzunluğu olarak alınır. Gecikme uzunluğuna ilişkin yapılan testin sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur. Maksimum gecikme uzunluğunun sekiz alındığı tabloda, sınır testi için optimum gecikme uzunluğunun bir olduğu tespit edilmiş ve bu gecikme uzunluğunda ardışık bağımlılığın olmadığı gözlemlenmiştir.

**Tablo 4.** Sınır Testi İçin Gecikme Uzunluğu Testi

<b>m</b>	<b>AIC</b>	<b>LM Testi</b>
<b>1</b>	<b>4.37*</b>	<b>0.12</b>
2	4.44	0.40
3	4.45	0.00
4	4.47	0.00
5	4.44	0.94
6	4.57	0.96
7	4.61	0.93
8	4.73	0.00

Gecikme uzunluğunun belirlenmesinden sonra, değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin test edilmesi sürecine geçilmiştir. Sınır testi yaklaşımında değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi sıfır ( $H_0: \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = 0$ ) hipotezinin test edilmesi yoluyla yapılmaktadır. Sıfır hipotezinin kabulü veya reddi F testi ile belirlenmektedir. Hesaplanan F istatistik değeri Pesaran vd. (2001)'deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Birinci durumda, eğer hesaplanan F istatistik değeri alt kritik değerden küçükse seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olmadığına karar verilir. İkinci durumda, eğer hesaplanan F istatistik değeri alt ve üst kritik değer arasında kalıyorsa kesin bir yorum yapılamamakta, yani kararsız kalmaktadır. Bu durumda alternatif eş-bütünleşme yöntemleri denenmelidir. Son olarak, eğer hesaplanan F istatistik değeri tablo üst kritik değerini aşıyorsa seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olduğu kararına varılmaktadır. Buna göre,  $H_0$  hipotezini sınamak için, hesaplanan F istatistik değeri Pesaran vd.(2001)'den alınan kritik değerlerle Tablo 5'te karşılaştırılmıştır. Bu kritik değerler iki bağımsız değişken ve %1 anlamlılık düzeyi için verilmiştir.

**Tablo 5.** Sınır Testi Sonuçları

<b>k</b>	<b>F Hesaplanan</b>	<b>Alt Sınır</b>	<b>Üst Sınır</b>
2	9.69	5.15	6.36

**Not:** k, bağımsız değişken sayısını temsil etmektedir. Kritik değerler Pesaran vd. (2001:300) Tablo CI(iii)'den alınmıştır.

Tabloda hesaplanan F istatistiğinin üst kritik değerden yüksek olduğu görülmektedir. Bu durumda  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu şekilde, eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edildiğinden dolayı, değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerinin araştırılması amacıyla gecikmesi dağıtılmış otoregresif (Autoregressive Distributed Lag: ARDL) modellerin tahmin edilmesi sürecine geçilmiştir.

## **E.UZUN DÖNEM İLİŞKİSİ**

Uzun dönem ilişkisinin incelenmesi amacıyla kurulan ARDL modeli şu şekilde tanımlanmıştır:

$$cad_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} cad_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} open_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{3i} growth_{t-i} + u_t \quad (16)$$

burada  $m$ ,  $n$  ve  $r$  gecikme uzunlukları olup, AIC kullanılarak belirlenmektedir. Bu işlem, Kamas ve Joyce'un (1993) nedensellik analizlerinde gecikme uzunluğunun belirlenmesi için önerdiği yöntemle yapılmıştır. Buna göre, ilk önce, bağımlı değişkenin kendi gecikmeli değerlerine göre regresyonu yapılmış

ve en küçük AIC değerini veren, içsel bağımsız modelin gecikme uzunluğu bulunmuştur. Daha sonra bağımlı değişkenin belirlenen gecikme uzunluğu sabit tutulup; birinci bağımsız değişkeninin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri oluşturulmuş ve en küçük AIC değeri dikkate alınarak bu bağımsız değişkenin gecikme sayısı belirlenmiştir. Benzer işlemler diğer bağımsız değişkenler için de tekrarlanarak optimum gecikme sayısı elde edilmiştir. Buna göre uzun dönem ARDL (5.0.1) modeli belirlenmiştir.

Uzun dönem katsayılarının hesaplanması şu metodoloji ile yapılmaktadır. Örnek olarak  $y$  ve  $x$  değişkenleri arasında ARDL(2,2) uzun dönem modelinin tahmin edildiğini varsayalım. Modelin açık yazılışı denklem (17)'deki gibidir. Denklem (17) düzenlendiği zaman, uzun dönem katsayıları denklem (19) yardımıyla hesaplanabilir.

$$y_t = c + \alpha_0 y_{t-1} + \alpha_1 y_{t-2} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + u_t \quad (17)$$

$$y_t(1 - \alpha_0 - \alpha_1) = c + x_t(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2) + u_t \quad (18)$$

$$y_t = \frac{c}{(1 - \alpha_0 - \alpha_1)} + \frac{(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2)}{(1 - \alpha_0 - \alpha_1)} x_t + u_t \quad (19)$$

Denklem (19)'ten görülebileceği gibi  $x$ , açıklayıcı (bağımsız) değişkeninin katsayısı, açıklayıcı değişkenlerin katsayısının ya da katsayılarının (örneğin iki gecikme varsa kendi değeri, birinci ve ikinci gecikmeli değerlerinin) toplamının, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayılarının toplamının 1'den farkına bölünmesiyle hesaplanmaktadır (Johnston ve Dinardo, 1997).

Tablo 6'da uzun dönem ARDL (5.0.1) modelinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlara dayanılarak hesaplanan uzun dönem katsayıları yer almaktadır. Modelin tanısal test sonuçları, tahminin başarılı olduğunu göstermektedir. Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık testi, White değişen varyans testi, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistiği kabul edilebilir düzeydedir. Ayrıca, Grafik 3'te gösterilen Cusum ve CusumQ grafikleri de, regresyon katsayılarının istikrarlı olduğunu göstermektedir.

Söz konusu tabloda uzun dönem ARDL modelinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlara dayanılarak hesaplanan uzun dönem katsayıları yer almaktadır. Tablo 6'ya göre, ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme değişkeninin katsayısı istatistikî açıdan anlamlı ve yorumlanabilir düzeydedir. Ticari dışa açıklık cari açığı teorik beklentilerle uyumlu bir şekilde pozitif yönde etkilemiştir. Analiz sonucuna göre, ticari dışa açıklık düzeyinde meydana gelen %10'luk bir artış, cari açığı %2.1 oranında arttırmaktadır. Bu sonuç, ticari dışa açıklık düzeyinin cari açık üzerinde

etkilerinin olduğuna ilişkin önemli bir kanıt olarak yorumlanmaktadır. Ticari dışa açıklık düzeyinin cari açığa etkisi yüksek düzeydedir ve cari açığın artmasında önemli bir etken olarak göze çarpmaktadır.

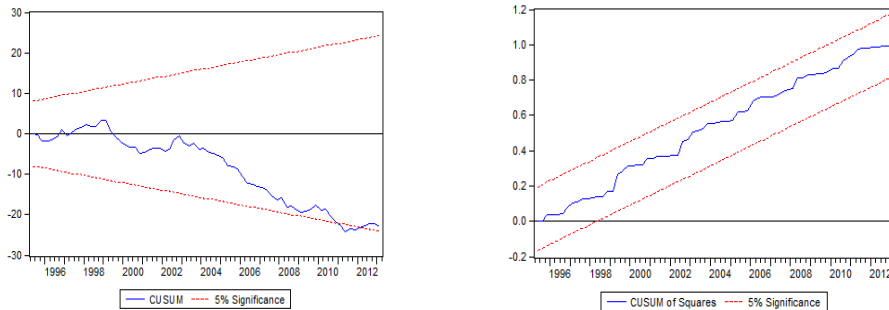
Tablo 6'dan izlenebileceği gibi ekonomik büyüme cari açığı arttırıcı yönde etkilemiştir ve ekonomik büyüme değişkeninin katsayısı istatistiki olarak anlamlıdır. Ekonomik büyüme düzeyinde meydana gelen %10'luk bir artış, cari açığı %3.7 oranında arttırmaktadır. Ekonomik büyümenin cari açık üzerindeki etkisi, ticari dışa açıklığa göre daha yüksek düzeydedir.

**Tablo 6.** Uzun Dönem ARDL(5.0.1) Modeli Tahmin Sonucu ve Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
$cad_{t-1}$	0.5713	5.7071
$cad_{t-2}$	-0.0751	-0.8692
$cad_{t-3}$	0.0358	0.4206
$cad_{t-4}$	0.5668	6.1859
$cad_{t-5}$	-0.4385	-4.7048
$open_t$	-0.0744	-2.6056
$growth_t$	-0.3044	-6.9126
$growth_{t-1}$	0.1754	3.3293
$C$	2.1738	2.4787
Uzun Dönem Katsayıları		
$open$	0.2189	-3.8187*
$growth$	0.3795	-2.3145*
$c$	6.3977	3.0124*
Tanısal Testler		
$R^2=0.82$	$\chi^2_{BGAB}(2) = 0.56(0.57)$	
$\bar{R}^2 = 0.80$	$\chi^2_{WDV} = 1.40(0.20)$	
F.ist.=41.93(0.00)	$\chi^2_{JBN} = 1.11(0.57)$	
DW=1.99	$\chi^2_{RRMKH}(2) = 0.68(0.49)$	

**Not:** Burada,  $\chi^2_{BGAB}$ ,  $\chi^2_{WDV}$ ,  $\chi^2_{JBN}$  ve  $\chi^2_{RRMKH}$  sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleridir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini göstermektedir. (\*) %1 anlamlılık düzeyini gösterir.

**Grafik 3.** Uzun Dönem CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri





## F. KISA DÖNEM İLİŞKİSİ

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi, yine sınır testi yaklaşımına dayalı ARDL hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Buna göre modelin çalışmamıza uyarlanmış biçimi şu şekildedir:

$$\Delta cad_t = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta cad_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta open_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{4i} \Delta growth_{t-i} + u_t \quad (20)$$

Burada  $EC_{t-1}$  terimi, hata düzeltme terimi olup; uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli serisini temsil etmektedir. Bu değişkenin katsayısı, kısa dönemdeki sapmaların ne kadarının bir dönem sonra düzeleceğini belirtir. Bu katsayının işaretinin negatif olması, seriler arasında meydana gelen sapmaların uzun dönem denge değerine yakınlaşacağını; pozitif olması durumunda ise uzun dönem denge değerinden uzaklaşacağını gösterir. Bu modelde değişkenlerin gecikme uzunlukları belirlenirken, uzun dönem ARDL modelinin belirlenmesinde uygulanan işlem tekrar edilmiştir. Kısa dönem sınır testi için ARDL(4.0.0) modeli belirlenmiştir.

Tablo 7’de kısa dönem ARDL(4.0.0) modeli tahmin sonuçları verilmiştir. Modelin tanısal test sonuçları, tahminin başarılı olduğunu göstermektedir. Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık testi, White değişen varyans testi, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleri kabul edilebilir düzeydedir. Bununla birlikte, Grafik 4’te gösterilen Cusum ve CusumQ grafikleri de, regresyon katsayılarının istikrarlı olduğunu belirtmektedir.

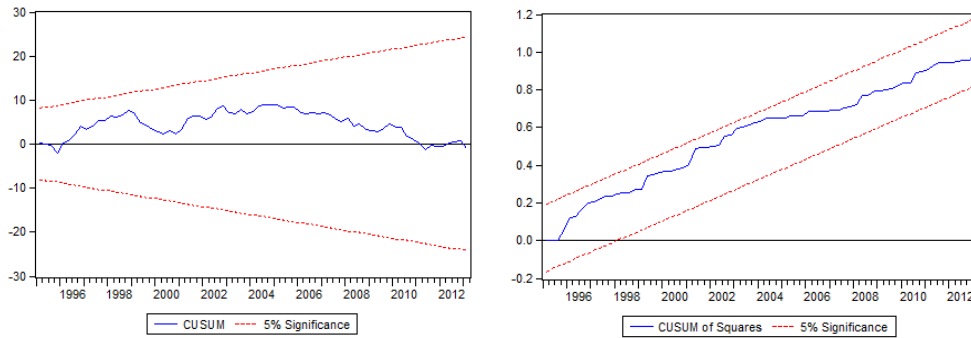
**Tablo 7.** Kısa Dönem ARDL (4.0.0) Modeli ve Tanısal Testler

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
$EC_{t-1}$	-0.3039	-3.7492*
$cad_{t-1}$	-0.0831	-1.1122
$cad_{t-2}$	-0.1896	-2.5285*
$cad_{t-3}$	-0.1179	-1.5702***
$cad_{t-4}$	0.3830	4.2286*
$open_t$	-0.1361	-2.7499*
$growth_{t-1}$	-0.2944	-7.5053*
C	0.0001	0.0007
$R^2=0.70$		$\chi^2_{BGAB}(2) = 0.15(0.85)$
$\bar{R}^2 = 0.68$		$\chi^2_{WDV} = 0.98(0.45)$
F.ist.=25.41(0.00)		$\chi^2_{JBN} = 0.82(0.66)$
DW=2.00		$\chi^2_{RRMKH}(2) = 0.74(0.45)$

**Not:** Burada,  $\chi^2_{BGAB}$ ,  $\chi^2_{WDV}$ ,  $\chi^2_{JBN}$  ve  $\chi^2_{RRMKH}$  sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleridir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini göstermektedir. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 7'den de izlenebileceği gibi, hata düzeltme teriminin katsayısı istatistikî açıdan anlamlı ve beklenildiği gibi negatiftir. Dolayısıyla modelin hata düzeltme terimi çalışmaktadır. Yani uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge değerine yakınsamaktadır. Kısa dönemde meydana gelen sapmaların her dönem %30'u ortadan kalkmaktadır. Bu yakınsama yaklaşık üç dönem içerisinde gerçekleşmektedir ( $1/0.30=3.33$ ).

**Grafik 4.** Kısa Dönem CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri



## SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye Ekonomisi'nde, ticari dışa açıklık düzeyinin (*open*) cari işlemler açığına (*cad*) etkisi, 1991:Q4-2013:Q1 dönemi verileri kullanılarak, ARDL sınır testi yaklaşımıyla incelenmiştir. Modele ayrıca cari açığı etkilediği düşünülen ekonomik büyüme değişkeni de eklenmiştir. Yapılan analizde seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin var olduğu görülmüştür. Seriler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri, sınır testi (ARDL) yöntemiyle analiz edilmiştir. Analiz sonucunda dışa açıklığın ve ekonomik büyümenin cari açığı arttırıcı yönde ve istatistikî olarak anlamlı düzeyde etkilediği görülmüştür. Fakat büyüme değişkeninin cari açık üzerindeki etkisi dışa açıklık değişkenine göre daha yüksek düzeydedir. Kısa dönem analizinde; modelin hata düzeltme mekanizmasının çalıştığı yani, uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında, kısa dönemde meydana gelen sapmaların ortadan kalktığı ve serilerin tekrar uzun dönem denge ilişkisine yakınsadıkları görülmüştür.

Sonuç olarak; Türkiye'de dışa açıklığın ve büyümenin, beklentilerimizle uyumlu olarak cari açığı arttırıcı yönde etkilediği görülmüştür. Dışa açıklık düzeyinde meydana gelen %10'luk bir artış, cari açığı, %2.1 oranında arttırmaktadır. Ekonomik büyümede meydana gelen %10'luk artış ise cari açığı %3.7 oranında arttırmaktadır. Analiz sonucunda gerek dışa açıklığın gerekse ekonomik büyümenin cari açık üzerindeki etkisi yüksektir. Ayrıca nedensellik analizlerinde cari açık, ekonomik büyüme ve dışa açıklık değişkenleri arasında,

kısa dönemden ziyade uzun dönemli etkileşimlerin daha güçlü olduğu bulgusu elde edilmiştir. Bu noktadan hareketle uzun dönemli ihracatı teşvik edici ve ithalatı azaltıcı gerekli yatırım teşviklerinin, yasal ve yapısal düzenlemelerin hayata geçirilmesi uygun olacaktır.

2011 yılında Türkiye ekonomisi %8.7 büyümüş fakat cari açığın GSYİH'a oranı %9.6'ya yükselmiştir. Türkiye'de, karar vericiler cari açığı düşürebilmek için ithalat üzerindeki ÖTV'yi (özel tüketim vergisini) artırmıştır. Bu durum hem ithalatı azaltmış hem de cari açığı azaltmıştır fakat büyüme de düşmüştür. 2012 yılında ekonomik büyüme %2.1 iken, cari açığın GSYİH'a oranı %5.8 olarak gerçekleşmiştir. Dolayısıyla çalışmada bulunan sonuç Türkiye örneklemini için tutarlıdır. Türkiye'de cari açığın hızlı büyüme dönemlerinde finanse edilememesi ekonomi için bir sorun teşkil etmekte ve sürdürülebilir ekonomik büyüme üzerinde bir engel olarak durmaktadır. Cari açığın en önemli kalemini oluşturan enerji ithalatının maliyeti, 2015 başlarında petrol fiyatlarının 50 Doların altına düşmesi ile azalsa da yurtiçi ve yurt dışı makroekonomik şoklardan etkilenmemek ve sürdürülebilir uzun dönemli büyümeyi sağlamak için konjonktürel enerji fiyatlarının değişiminden ziyade yurtiçi dinamiklere ağırlık verilmesi uygun olacaktır. Ayrıca cari açığın finansmanının, ulusal tasarrufların 2000-2012 döneminde %17'den %14'e düşmesi ve 2011 yılında ulusal tasarrufları milli gelire oran olarak dünyada 114. sırada olması sebebiyle dış fonlara bağlı olması ekonomik kırılganlığa yol açabileceği için, tasarruf artırıcı politikalar izlenmesi ve kredi hacminin –özellikle tüketici kredilerinin- genişlemesinin kontrol altında tutulması önem arz etmektedir.

#### **KAYNAKÇA**

- ARAS, Osman, N; Mustafa ÖZTÜRK ve Eren ERDOĞAN (2012), “Türkiye'nin Cari Açık Sorunu ve Soruna Çözüm Noktasında Yeni Yatırım Teşvik Sisteminin Değerlendirmesi”, *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, Vol 4(1); 1-14.
- BAI, Jushanand Pierre PERRON (2003), “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol 18; 1-22.
- BARISITZ, Stephan (2003), “The Transformation of the Romanian Financial and Banking Sector”, *Financial Stability Report*, Vol 7; 88-797.
- BAYRAKTUTAN, Yusuf ve Işıl DEMİRTAŞ (2011), “Gelişmekte Olan Ülkelerde Cari Açığın Belirleyicileri: Panel Veri Analizi”, *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (22) Sayı:2, ss.1-28.
- BERBER, Metin ve Serdar KURT (2008), “Türkiye'de Dışa Açıklık ve Ekonomik Büyüme”, *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, Vol 22(2); 57-80.

- BOLAT, Süleyman; Murat BELKE ve Ozan ARAS (2011), “Türkiye’de İkiz Açık Hipotezinin Geçerliliği: Sınır Testi Yaklaşımı”, *Maliye Dergisi*, Vol 161; 347-364.
- CARRION-I-SILVESTRE, JosepLluis; Dukpa KIM and Pierre PERRON (2009), “GLS-BasedUnitRootTestswithMultipleStructural Breaks Under BoththeNullandtheAlternativeHypotheses”, *EconometricTheory*, Vol 25; 1754-1792.
- CORSETTI, Giancarlo; Paolo PESENTI andNouriel ROUBINI (1999), “PaperTigers? A Model of theAsianCrisis”, *EuropeanEconomicReview*, Vol 43(7); 1211-1236.
- DICKEY, David A andWayne A FULLER (1979), “Distribution of theEstimatesforAutoregressive Time Series with a UnitRoot”, *Journal of theAmerican Statistical Association*, Vol 74; 427-431.
- DYMSKI, Gary A (2009), “WhyTheSubprimeCrisis is Different: A MinskyianApproach”, *Cambridge Journal of Economics*, Vol 34(2); 239-255.
- EDWARDS, Sebastian (1998), “Openness, Productivity andGrowth : What Do WeReallyKnow?”, *EconomicJournal*, Vol 108; 383-398.
- ENDERS, Walter (1995), *AppliedEconometric Time Series*, 1 st Edition, New York: Wiley.
- ENDERS, Walter (1996), *RatsHandbookforEconometric Time Series*, John WilleyandSongInc.
- ENGLE, Robert F and C. W. J. GRANGER (1987), “Co-Integration andErrorCorrection: Representation, estimationandTesting”, *Econometrica*, Vol 55(2); 251-276.
- ESFAHANI, Hadi S (2005), “Searchingfort he (dark) ForcesBehindProtection”, *Oxford EconomicPapers*, Oxford UniversityPress, Vol 57(2); 283-314.
- ESTEVE, Vicenteand Francisco REQUENA (2006), “A Cointegration Analysis of Car AdvertisingandSales Data in thePresenceofStructuralChange”, *International Journal of theEconomics of Business*, Vol 13(1); 111-128.
- FREUND, Caroline (2000), “CurrentAccountAdjustment in IndustrializedCountries”, Board of Governors of the FED International Finance, DiscussionPapers, 692.
- GRANGER, C.W.J. (1969), “Investigatingcausalrelationbyeconometricandcross-sectionalmethod”, *Econometrica*, Vol 37; 424-438.
- GRANGER, C. W. J and P NEWBOLD (1974), “SpuriousRegressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, Vol 2(2); 111-120.
- GREENAWAY, David andChris MILLER (1993), *TradeandIndustrialPolicy in DevelopingCountries: A Manual of Policy Analysis*, MacMillan, London.

- GREGORY, Allan W and Bruce E HANSEN (1996), “Residual-Based Tests for Cointegration in Models With Regime Shifts”, *Journal of Econometrics*, Vol 70(1); 99-126.
- GROSSMAN, Gene M and Elhanan HELPMAN (1992), *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press: Cambridge MA.
- GUJARATI, Damodar N (1999), *Basic Econometrics*, McGraw Hill. 3rd Edition, Literatür Yayınları: İstanbul.
- GUJARATI, Damodar N (1999), *Temel Ekonometri*, (Çev. Ü. Şenesen ve G. G. Şenesen), Literatür Yayınları: İstanbul.
- HATEMI-J, Abdunnasser (2008), “Tests for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with an Application to Financial Market Integration”, *Empirical Economics*, Vol 35; 497-505.
- HOSHI, Takeo; Anil KASHYAP and David SCHARFSTEIN (1991), “Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol 106(1); 33-60.
- IMF (2009), *Lessons for Monetary Policy from Asset Price Fluctuation*, Chapter 3 in *World Economic Outlook*, October.
- Işık, Nihat (2005), “Açık Ekonomilerde Para Politikası ve Üretim İlişkisi: Bir Uygulama”, *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, Vol 7(1); 19-27.
- JOHANSEN, Soren and Katarina JUSELİUS (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol 52; 169-210.
- JOHANSEN, Soren (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol 12; 231-254.
- JOHNSTON, Jack and John DINARDO (1997), *Econometric Methods*. New York: 4th Edition McGraw-Hill.
- JUNG, Woo and Peyton J MARSHALL (1985), “Exports, Growth and Causality in Developing Countries”, *Journal of Development Economics*, Vol 18(1); 1-12.
- KAMARUDDİN, Rohana ve JUSOFF, Kamaruzaman (2009), “An ARDL Approach in Food and Beverages Industry Growth Process in Malaysia”, *International Business Research*, Vol.2, No.3
- KASA, Kenneth (1998), “Borrowing Constraints and Asset Market Dynamics: Evidence from Pacific Basin”, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, Vol 3; 17-28.

- KAVCIOĞLU, Şahap (2012), “Kriz dönemleri sonrasında Türk bankacılık sektöründe kredi analizi (2002-2011 dönemi)”, *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, Vol 3(6); 22-39.
- KIRAN, Burcu ve Burak GÜRİŞ (2011), “Türkiye’de Ticari ve Finansal Dışa Açıklığın Büyümeye Etkisi: 1992-2006 Dönemi Üzerine Bir İnceleme”, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Vol 11(20); 69-80.
- KIYOTAKI, Nobuhiro and John MOORE (1997), “Credit Cycles”, *Journal of Political Economy*, Vol 105(2); 211-248.
- KRUGMAN, Paul (1998), “What Happened to Asia”, İnternet Adresi: <http://www.bresserpereira.org.br/Terceiros/Cursos/Krugman-WhatHappenToAsia.pdf>. Erişim Tarihi: 12.10.2011.
- KUNIEDA, Takuma and Akihisa SHIBATA (2005), “Credit Constraints and the Current Account: A Test For the Japanese Economy”, *Journal of International Money and Finance*, Vol 24; 1261-1277.
- KUNT, Demirgüç, A. and Enrica DETRAGIACHE (1997), “The Determinants of Banking Crises: Evidence from Developing and Developed Countries”, *IMF Working Paper*, No: 106.
- LEE, Junsoo and Mark C. STRAZICICH (2003), “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol 85(4); 1082-1089.
- LI, Kui-Wai (2006), “Impact of Openness and Indigenous Factors on Growth Among World Economies”, *City University of Hong Kong Presented in ASSC Vietnam*, pp.22-23.
- LUMSDAINE, Robin L. and David H. PAPELL (1997), “Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol 79; 212-218.
- MAKİ, Daiki (2012), “Tests For Cointegration Allowing For an Unknown Number of Breaks”, *Economic Modelling*, Vol 29(5); 2011-2015.
- MILLER, Stephen and Mukti P. UPADHYAY (2000), “The Effects of Openness, Trade Orientation and Human Capital on Total Factor Productivity”, *Journal of Development Economics*, Vol 63; 399-423.
- MORENO, Ramon (2007), “Experiences With Current Account Deficits in Southeast Asia. Working Papers Central Bank of Chile: No: 452, Central Bank of Chile.
- MOTONISHI, Taizo and YOSHIKAWA, Hirshi (1999), “Causes of the Long Stagnation of Japan During the 1990s: Financial or Real?”, *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol 13(3); 181-200.

- NARAYAN, Paresh K. and Seema NARAYAN, (2004), "Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework", *Economic Modelling*, Vol 22; 423-438.
- NARAYAN, Paresh K. and Russell SMYTH (2005), "Trade Liberalization and Economic Growth in Fiji. An Empirical Assessment Using the ARDL Approach", *Journal of The Asia Pacific Economy*, Vol; 10(1), 96-115.
- NARAYAN, Paresh K. and Russell SMYTH (2006), "What Determines Migration Flows from Low-Income to High Income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-U.S. Migration 1972-2001", *Contemporary Economic Policy*, Vol 24(2); 332-342.
- NG, Serena and Pierre PERRON (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, Vol 69; 1519-1554.
- OUANES, Abdesatar and Subhash Madhav THAKUR (1997), *Macroeconomic Accounting and Analysis in Transition Economies*, IMF, Washington.
- PAASCHE, Bernhard (2001) "Credit Constraints and International Financial Crises" *Journal of Monetary Economics*, Vol 48; 623-650.
- PEKER, O. ve Hakan HOTUNLUOĞLU (2009), "Türkiye'de Cari Açığın Nedenlerinin Ekonometrik Analizi", *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, Vol 23(3); 221-235.
- PEKER, Osman (2009), "Türkiye'de Cari Açık Sürdürülebilir mi? Ekonometrik Bir Analiz", *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Vol 17(1); 164-174.
- PERRON, Pierre (1989) "The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, Vol 57(2); 1361-1401.
- PERRON, Pierre (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, Vol 80; 355-385.
- PESARAN, Hashem M; Yongcheol SHIN and Richard J. SMITH (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol 16; 289-326.
- PFAFFERMAYR, Michael (1996), "Foreign Outward Direct Investment and Exports in Austrian Manufacturing: Substitutes or Complements?," *Weltwirtschaftliches Archiv*, No 132/3; 501-552.
- PHILLIPS, Peter C. B. and PERRON Pierre (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol 75; 335-346.
- RODRIGUEZ, Francisco and Dani RODRİK (2000), "Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Evidence", NBER

- WorkingPaper 7081, Cambridge, MA:NBER. İnternet Adresi: <http://www.nber.org/papers/w7081>. Erişim Tarihi: 11.05.2012.
- ROMER, Paul. M. (1990). “EndogenousTechnologicalChange”, Journal of PoliticalEconomy, Vol 98; 71-102.
- SAÇIK, Sinem Y. (2009), “Büyümenin Bir Kaynağı Olarak Ticari Açıklık”, Selçuk Üniversitesi İİBF Dergisi, Vol 11(17); 525-546.
- SHAZBAZ, Muhammad, LEAN, HooiHooi ve SHABBİR Shahbaz (2012), “EnvironmentalKuznetsCurveHypothesis in Pakistan: CointegrationandGrangerCausality”, RenewableandSustainableEnergyReviews, Vol; 16(5), 2947-2953.
- STOCK, James and, Mark. W. WATSON (1993), “A Simple Estimator of CointegratingVectors in HigherOrderIntegratedSystems”,.Econometrica, Vol 61(4); 783-820.
- TAYLOR, M. Scott (1994), “Once-offandContinuingGainsFromTrade”, Review of EconomicStudies, Vol 61; 589.601.
- TCMB (2010), “Finansal İstikrar Raporu”, Sayı: 11, İnternet Adresi: [www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr). Erişim Tarihi: 11.05.2011.
- TELETAR, Erdinç (2011), “Türkiye’de Cari Açık Belirleyicileri ve Cari Açık - Krediler ilişkisi Bankacılar Dergisi”, Vol 78; 22-35.
- TREHAN, Bharatand Carl. E. WALSH (1991), “TestingIntertemporal Budget Constraints: Theoryand Applications to U. S. Federal Budget andCurrentAccountDeficits”, Journal of Money, CreditandBanking, Vol 23(2); 206-223.
- TORNELL, Aaron (1999), “Common Fundamentals in theTequilaandAsianCrises”, NBER WorkingPaper, No: 7139.
- YOUNG, Alwyn (1991), “Learning byDoingandtheDynamicEffects of International Trade”, QuarterlyJournal of Economics, Vol 106; 396-406.
- ZIVOT, Ericand Donald W. K. ANDREWS (1992), “FurtherEvidence on the Great Crash, theOil-PriceShockandtheUnit-RootHypothesis”, Journal of Business EconomicStatistics, Vol 10(3); 251-270.