



# KREDİ HACMİ ARTIŞININ CARİ AÇIĞA ETKİSİ: ÇOKLU YAPISAL KIRILMALI EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

İsmet GÖÇER\*

Mehmet MERCAN\*\*

Osman PEKER\*\*\*

## Özet

Bu çalışmada, Türkiye'deki yurtiçi toplam kredi hacmi ile cari işlemler açığı arasındaki ilişki, 1992Q1-2012Q3 dönemi verileri kullanılarak, Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ve Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme yöntemiyle araştırılmıştır. Elde edilen bulgulara göre; yurtiçi toplam kredi hacmi artışıyla cari işlemler açığı arasında, eşbütünleşmenin varlığı tespit edilmiş ve yurtiçi kredi hacmindeki artışın, cari işlemler açığını arttırıcı bir faktör olduğu görülmüştür. Hata düzeltme modelinde ise, uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönem sapmalarının ortadan kalktığı gözlenmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Cari Açık, Yurtiçi Kredi Hacmi, Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Analizi.

**Jel Sınıflaması:** E42, E51, E58, F32.

## Abstract

In this study, the relationship between total domestic credit volume and current account deficit in Turkey is investigated with the unit root test with multiple structural breaks of Carrion-i-Silvestre (2009) and cointegration test with multiple structural breaks of Maki (2012) by using quarterly data over the period 1992:Q1-2013:Q3 period. According to obtained evidences there is a cointegration relationship between domestic credit volume and current account deficit, namely determined that an increase in the domestic credit volume is a factor in increasing the current account deficit. In the error correction model, observed that short-run deviations between the series moving together in the long-run were disappeared.

**Keywords:** Current Account Deficit, Domestic Credit Volume, Cointegration with Multiple Structural Breaks.

**Jel Classification:** E42, E51, E58, F32.

\* Yrd. Doç. Dr. Adnan Menderes Üniversitesi, E-mail: igocer@adu.edu.tr

\*\* Yrd. Doç. Dr. Hakkari Üniversitesi, E-mail: mehmetmercan@hakkari.edu.tr, mercan48@gmail.com

\*\*\* Doç. Dr. Adnan Menderes Üniversitesi, E-mail: opeker@adu.edu.tr



## **1. GİRİŞ**

2008 Küresel ekonomik krizinin ardından, Türkiye'nin makroekonomik göstergelerinde ortaya çıkan iyileşmeler, kredi talebindeki artışı destekleyerek; kredi hacminin genişlemesine neden olmuştur. Ancak, cari işlemler açığındaki artış, finansal istikrar açısından bazı riskleri gündeme taşımıştır (TCMB, 2010). Bu durum karşısında, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB), kredi hacmi artışını azaltmaya yönelik bir dizi tedbiri 2010 yılı Kasım ayından itibaren uygulamaya koymuştur. Buna göre; bankaların verdiği konut kredilerinde, kredi miktarının, konut bedelinin %75'ini geçemeyeceği karara bağlanmış, politika faiz oranları düşürülmüş, zorunlu karşılık oranları arttırılmıştır.<sup>1</sup>

Kredi hacmindeki artış ile cari açık artışı arasında yakın bir ilişki Amerika Birleşik Devletleri'nde de tespit edilmiştir. Nitekim IMF (2009), kredi hacminin GSYİH'ye oranındaki artış ile cari açığın GSYİH'ye oranı arasında bir paralellik olduğuna işaret etmiştir. Bununla birlikte, Dymksi (2009), 2008 küresel ekonomik krizini incelediği çalışmasında, yüksek riskli ve maliyetli mortgage kredilerinin, ABD ekonomisi için risk oluşturduğunu ve bunun cari açığı arttırıcı bir faktör olduğunu ifade etmiştir.

Literatürde, son yıllarda meydana gelen finans ve bankacılık krizlerinin oluşumunda kredi hacmindeki artışın önemli bir faktör olduğu kabul edilmektedir (Krugman, 1998; Corsetti vd., 1999; Tornel, 1999; Kunt ve Detragiache, 1997). Barisitz (2003), Romanya'da, 2002-2003 döneminde kredi hacminin hızlı bir şekilde artışını, ekonomi için potansiyel bir risk olarak yorumlamıştır. Moreno (2007) ise, Güneydoğu Asya ülkelerinde kredi hacminin genişlemesini, kriz belirtisi olarak görmüştür. Örneğin, Tayland ve Malezya'da kredi hacminin GSYİH'ye oranı %70'lerde iken %150'ye çıkmıştır. Benzer bir durum, Filipinler ve Endonezya'da da yaşanmış; kredi hacmi %50 civarında artmıştır. Moreno, bu artışların, finansal kırılganlığı arttırdığını ve ilgili ülke merkez bankalarının kredi hacmine sınırlama getirmek zorunda kaldığını belirtmiştir.

1990 sonrası dönemde, özellikle gelişmekte olan ülke ekonomilerinin değerlendirilmesinde, cari açık önemli bir makroekonomik gösterge olarak kabul edilmeye

<sup>1</sup> Daha geniş bilgi için bakınız; TCMB (2010) Finansal İstikrar Raporu.

başlanmıştır. Cari açık, GSYİH'nin %5'ini aşması durumunda riskli olmaya başlar (Freund, 2000). Genel olarak, cari açığın sürdürülebilirliği; yüksek büyüme oranı, ihracatın GSYİH'ye oranı, finansal yapı, tasarruf-yatırım dengesi ve yabancı sermaye hareketlerinin hacmine bağlıdır (Ouanes ve Thakur, 1997). Cari işlemler hesabında meydana gelen bir açık, yurtiçi tasarruf-yatırım dengesinin bozulmasına yol açtığından, sürdürülebilir düzeyde tutulmalıdır.

Bu alanda yapılan ampirik çalışmaların sayıca sınırlı olduğu tespit edilmiş ve kronojik sıraya göre özetlenmiştir. Kiyotaki and Moore (1997), dinamik genel denge analizi yardımıyla kurduğu modelde, Japonya ekonomisi için kredi hacmindeki kısıtlamaların, cari açığı azaltıcı etkisine vurgu yapmıştır. Kasa (1998) Japonya, Güney Kore ve Hong Kong ekonomileri için yaptığı çalışmada, krediler üzerindeki kısıtlamaların cari açığı azalttığını ifade etmiştir. Hoshi vd. (1998) ve Motonishi ve Yoshikawa (1999) kredi hacmi kısıtlamalarının Japon ekonomisini genel olarak olumsuz etkilediğini, ancak cari işlemler dengesi üzerinde olumlu yansımaları olduğunu belirtmiştir. Paasche (2001), Kunieda ve Shibata (2005), kredilerin kısıtlanması durumunda, cari açığın azaldığına işaret etmiştir. Telatar (2011), toplam kredi hacmi ve cari açık arasındaki ilişkiyi analiz ettiği çalışmasında, tüketici kredilerinin cari açığın en önemli nedeni olduğu ve konut kredileri ile cari açık arasında zayıf nedensellik ilişkisi bulunduğunu belirtmiştir. Kavcıoğlu (2012), karar vericilerin faiz oranlarının artırılmasının, krediler kanalıyla cari açığı azaltıcı etki yapacağı bulgusuna ulaşmıştır.

Bu kapsamda, Türkiye ekonomisinde yurtiçi toplam kredi hacmindeki artış ile cari işlemler açığı arasındaki ilişki, 1992Q1-2012Q3 dönemi verileri kullanılarak, Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök ve Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme yöntemiyle araştırılmıştır. Çalışmanın, hem literatürün zenginleşmesi hem de kullanılan analiz yöntemlerinin güncelliği<sup>2</sup> bakımından önemli olduğunu düşünmekteyiz. Çalışmanın bundan sonraki bölümünde, kredi hacmi ve cari açık ilişkisi, tablo ve grafikler yardımıyla incelenmiş; üçüncü bölümde, ampirik analiz ve sonuçları değerlendirilmiş; son bölümde ise, genel bir değerlendirme yapılmıştır.

---

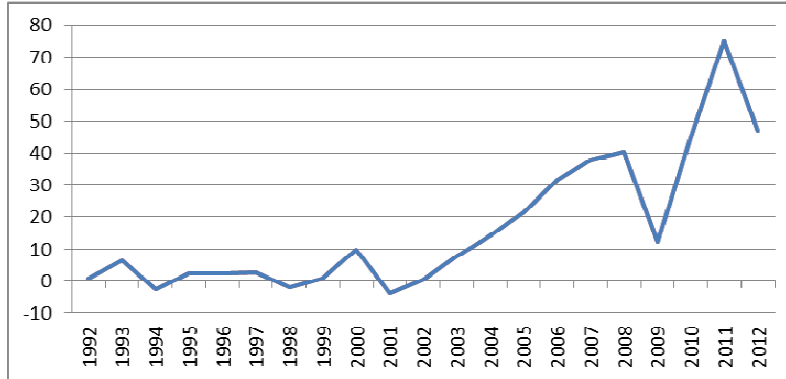
<sup>2</sup> Özellikle Maki (2012) testi oldukça güncel bir yöntem olup, Mayıs 2012'de ekonometri literatürüne girmiştir. Maki'nin ilk çalışmasında kullandığı kodlar, yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test etmesine karşılık, yapısal kırılma tarihlerini vermemektedir. Bu durum, tarafımızdan Maki'ye bildirilmiş ve Ocak 2013'te Maki tarafından gönderilen yeni Gauss kodları, çalışır hale getirilerek, bu çalışmada kullanılmıştır. Bu yönüyle çalışma, kullanılan yöntem açısından, ilk çalışmalardan birisi olacaktır. Kodlar için, Ryukoku Üniversitesi (Japonya) öğretim elemanlarından Daiki Maki'ye teşekkür ediyoruz.

## 2. TÜRKİYE EKONOMİSİNDE KREDİ HACMİ VE CARI AÇIK İLİŞKİSİ

Türkiye’de son yıllarda uygulanan ekonomik modellerle, yüksek büyüme oranları elde edilirken, aynı zamanda yüksek cari işlemler açığı da gerçekleşmiştir. Bu açıktaki, TCMB’nin uygulamakta olduğu düşük kur, yüksek faiz politikalarının yanı sıra, 2008 küresel ekonomik krizinden sonra ortaya çıkan konjonktürün de payı büyüktür. Kredi koşullarının iyileşmesiyle birlikte, yurtdışı kredi hacmiyle eş-zamanlı olarak artış gösteren cari açık, riskli hale gelmiştir.

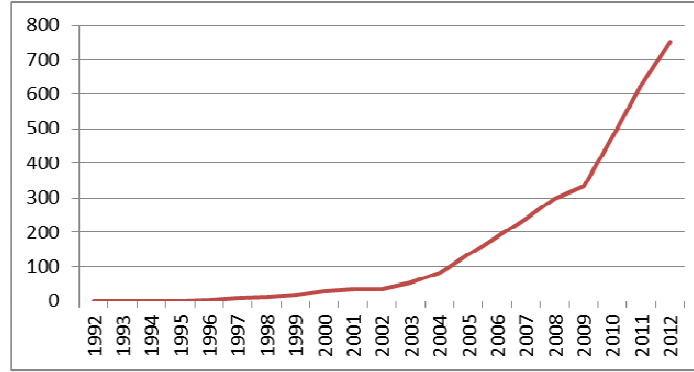
Yıllar itibariyle, Türkiye’nin cari açığının gösterildiği Grafik 1’de, kriz dönemlerinde cari fazla verilmiştir. Bu dönemlerde ulusal paranın önemli ölçüde değer kaybetmesinden dolayı, ihraç edilen mal ve hizmetin rekabet gücü artarken; ithalat önemli ölçüde caydırılmıştır. Krizin olmadığı dönemlerde ise genellikle cari açık verildiği görülmektedir.

Grafik 1: Cari Açık (Milyar \$)



Not: Grafik, TCMB-EVDS’den alınan verilerle tarafımızdan oluşturulmuştur. Cari açık değerleri -1 ile çarpılarak elde edilmiştir.

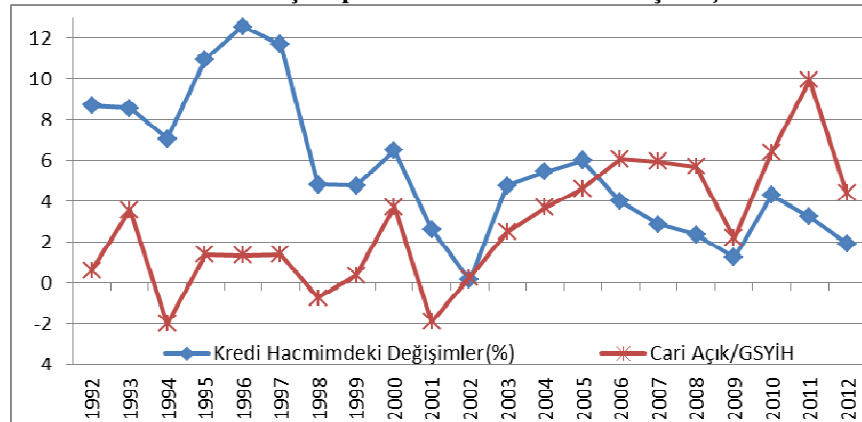
Grafik 2’de, Türkiye’de kullanılan yurtdışı kredi hacmi yıllar itibariyle gösterilmiştir. 2003 yılına kadar yurtdışı kredi hacmi yaklaşık 50 Milyar TL iken, izleyen yıllarda, faiz oranlarındaki gerilemeye ve istikrar ortamına bağlı olarak hızlı bir artış göstermiştir. 2008 yılı küresel kriziyle birlikte kredi hacminin artış trendinin azaldığı, fakat 2009 yılı ikinci çeyreğinden itibaren tekrar hızlı bir artış sergilediği görülmektedir. 2010 yılı başlarında 350 Milyar TL olan yurt içi kredi hacmi, yıl sonunda 475 Milyar TL’ye ulaşmıştır. Buna göre, kredilerin milli gelire oranı Haziran 2010 itibarıyla %46,4’e, Eylül 2010’da ise %54’e ulaşmıştır. Eylül 2012’de ise bu oran %68’e ulaşmıştır.

**Grafik 2: Yurtiçi Toplam Kredi Hacmi (Milyar TL)**

Not: Grafik, TCMB-EVDS'den alınan verilerle tarafımızdan oluşturulmuştur.

Bu artışı frenlemek amacıyla, Merkez Bankası kur ve faiz politikalarında değişikliğe gitme kararı almıştır. Bir yandan faiz dışı araçlar sıkılaştırılırken, diğer yandan kısa vadeli faizler, kurlardaki değerlenme eğilimini sınırlandırmak amacıyla kontrollü bir şekilde indirilerek; cari açığı artışı disiplin altına alınmıştır. Bu amaçla Merkez Bankası, politika faiz oranını 16 Aralık 2010'da 50; 20 Ocak 2011'de ise 25 baz puanı indirmiştir. Bu faiz indirimleri ilerleyen dönemlerde de devam etmiş ve 18 Aralık 2012'de %5.50'ye kadar düşürülmüştür.

Kredi hacmi ve cari açığın GSYİH'ye oranlarının sunulduğu Grafik 3'te, söz konusu her iki değişkenin davranışında büyük bir benzerlik olduğu görülmektedir. Kredi hacminin daraldığı dönemlerde cari açık azalmakta, arttığı dönemlerde ise cari açık da artmaktadır.

**Grafik 3: Yurtiçi Toplam Kredi Hacmi ve Cari Açık ilişkisi**

Not: Grafik, TCMB-EVDS ve Dünya Bankası'ndan alınan verilerle tarafımızdan oluşturulmuştur. Cari açık değerleri, -1 ile çarpılarak grafiğe yansıtılmıştır.

TCMB'ye (2010: 25) göre, Türkiye'de, 2008 krizinden çıkış sürecinde, iktisadi faaliyetteki toparlanma ve düşük düzeyde seyreden faiz oranları neticesinde, başta KOBİ kredileri olmak üzere, tüm kredi türlerindeki artış hızlanmıştır. Yurtiçi kredilerin kullanılış alanlarına göre dağılımının sunulduğu Tablo 1'de, son 5 yılda alınan kredilerin yaklaşık %60'ının ihtiyaç kredilerinden oluştuğu görülmektedir. Bu krediler daha çok nakit ihtiyacını karşılamaya yönelik olup, nihai tüketimde kullanılmaktadır. Bu ise ülkede iç tüketimin uyarılmasına, dolayısıyla cari açığın yükselmesine neden olmaktadır.

**Tablo 1: Yurtiçi Kredilerin Kullanılış Alanlarına Göre Dağılımı (Milyon TL)**

	<b>Taahhüt</b>	<b>Konut</b>	<b>İhtiyaç</b>	<b>Diğer</b>	<b>Toplam</b>
1997	340	40	0	220	600
1998	470	69	0	641	1.180
1999	447	47	0	755	1.249
2000	2.340	673	0	2.675	5.687
2001	286	48	0	813	1.147
2002	1.198	258	0	1.860	3.317
2003	4.689	805	0	4.989	10.483
2004	8.457	2.713	0	10.175	21.344
2005	6.836	12.967	15.233	4.348	39.384
2006	5.373	15.604	19.975	652	41.604
2007	5.178	15.535	27.538	1.603	49.853
2008	5.029	15.360	31.938	2.919	55.246
2009	4.863	21.222	39.921	122	66.129
2010	7.780	31.821	60.652	2.885	103.019
2011	8.036	29.756	69.404	5.631	112.827
2012*	4.601	18.134	46.587	6.539	75.860

**Kaynak:** Türkiye Bankalar Birliğinden alınan veriler ile yazarlar tarafında oluşturulmuştur ( www.tbb.org.tr). \*: İlk 9 aylık verileri kapsamaktadır. 2004 yılına kadar ihtiyaç kredileri Diğer Kredilerin içerisinde yer almaktadır.

### 3. AMPİRİK ANALİZ

#### 3.1. Veri Seti

1992Q1-2012Q3 dönemini kapsayan çalışmada, cari işlemler açığı (CA) ve bankacılık sektörü kredi hacmi artış hızı (KH) olmak üzere toplam iki değişken kullanılmıştır. CA; ödemeler dengesi analitik sunum cari işlemler hesabı serisi, ortalama ABD Dolar kuru kullanılarak TL'ye çevrilmiş ve cari GSYİH serisine bölünerek elde edilmiştir<sup>3</sup>. KH; TCMB

<sup>3</sup> Cari işlemler dengesi değerleri, cari değer olduğu için, cari GSYİH serisi tercih edilmiştir.

dâhil bankacılık sektörü kredi hacmi verileri kullanılarak ve ardışık dönemlerdeki artış hızı hesaplanarak oluşturulmuştur. Veriler TCMB-EVDS'den alınmıştır.

### 3.2. Model

Toplam yurtiçi kredi hacmiyle cari işlemler açığı arasındaki ilişki, şu model yardımıyla analiz edilmiştir:

$$CA_t = \beta_0 + \beta_1 KH_t + u_t \quad (1)$$

### 3.3. Yöntem

Bu çalışmada;  $KH$ 'nin  $CA$  üzerindeki etkileri, çoklu yapısal kırılmalı zaman serisi analiz yöntemiyle incelenmiştir. Bu bağlamda ilk olarak; serilerin durağanlıkları, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle incelenmiştir. İkinci aşamada; seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testiyle sınanmıştır. Üçüncü aşamada; seriler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri, dinamik en küçük kareler (DEKK) yöntemiyle tahmin edilmiştir.

### 3.4. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

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 almadan 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 kullanılabilme özelliğine sahiptir (Carrion-i-Silvestre vd. 2009). CS testinde kullanılan stokastik veri üretme süreci şöyledir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (2)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (3)$$

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

$$F_T(\lambda^0) = \frac{[S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)]}{S^2(\lambda^0)} \quad (4)$$

$$MP_T(\lambda^0) = \frac{[c^{-2}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c})T^{-1} \tilde{y}_T^2]}{s(\lambda^0)^2} \quad (5)$$

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

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

$$MZ_t(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left( 4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (8)$$

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, bootstrapla üretilmektedir. 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, Tablo 3'te sunulmuştur.



**Tablo 3:**Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

	Düzyer Deęerleri					Kırılma Tarihleri
	$P_T$	$MP_T$	$MZ_a$	MSB	$MZ_t$	
<i>CA</i>	11.54 [8.86]	11.15 [8.86]	-37.66 [-45.96]	0.11 [0.10]	-4.32 [-4.78]	1994Q1; 1998Q1; 2000Q4; 2003Q3; 2010Q3
<i>KH</i>	10.95 [9.07]	10.62 [9.07]	-40.65 [9.07]	0.11 [0.10]	-4.50 [-4.82]	1994Q2; 1996Q4; 2001Q1; 2003Q2; 2006Q2
<i>ACA</i>	4.68* [5.31]	4.70* [5.31]	-33.71* [-29.09]	0.12* [0.13]	-4.10* [-3.78]	-
<i>AKH</i>	4.67* [4.88]	4.16* [4.88]	-31.14* [-26.13]	0.12* [0.14]	-3.94* [-3.53]	-

**Not:** \*, %5 anlamlılık düzeyinde duraęanlıęı ifade etmektedir. Parantez içindeki deęerler, bootstrap kullanılarak 1000 yinelenme ile üretilmiř kritik deęerlerdir. Yapısal kırılma tarihleri, test yöntemi tarafından belirlenmiř tarihler olup, serilerin orijinal hallerindeki kırılmaları ifade etmesi için, sadece düzyer deęerleriyle yapılan testteki sonuçlar rapor edilmiřtir.

Tablo 3'te, düzyer deęerlerinde hesaplanan test istatistikleri, kritik deęerden büyük olduęu için, bütün serilerde birim kök olduęu, yani düzyer deęerinde duraęan olmadıkları, birinci farkları alındıęında, duraęan hale geldikleri, yani  $I(1)$  oldukları görölmektedir. Bu durumda seriler arasındaki eřbütünleřme iliřkisinin arařtırılabileceęine karar verilmiřtir. Serilerin düzyer deęerlerinde duraęan olmaması, söz konusu makroekonomi politikalarının sürdürülebilirlięi aęısından olumsuz bir kanıt oluřturmaktadır. Trehan ve Walsh (1991), ölkeler ekonomilerinin dönemlerarası bütçe kısıtını saęlayabildięi durumlarda cari iřlemler aęıęının duraęan olacaęını, aksi durumda ise duraęan olmayacaęını ifade etmiřtir.

Test yönteminin, Türkiye ekonomisindeki yapısal kırılma tarihlerini, büyük oranda başarılı bir řekilde tespit ettięi görölmektedir. 1994 cari aęık krizi; 1998 Rusya ekonomik krizi; Kasım 2000 ve řubat 2001 bankacılık krizleri ve 2010 yılı sonlarında bařlayan cari aęık artıřı, başarılı biçimde tespit edilmiřtir.

### 3.5. Eřbütünleřme Analizi

Birçok makroekonomik deęiřkenin düzyer deęerleri duraęan deęildir. Duraęan olmayan zaman serileriyle yapılan regresyon analizlerinin anlamlı olabilmesi ve gerçek iliřkileri yansıtabilmesi, ancak bu zaman serileri arasında bir eřbütünleřme iliřkisinin varlıęıyla mümkün olmaktadır (Gujarati, 1999: 725, 726). Eęer, seriler arasında bir eřbütünleřme iliřkisi varsa, yani seriler uzun dönemde birlikte hareket ediyorsa, düzyer deęerleriyle yapılacak analizde, bir sahte regresyon problemiyle karřılařılmayacaktır. Ancak, uzun dönemde birlikte hareket eden deęiřkenlerin, dinamik davranıřları denge iliřkisinden bazı sapmalar gösterebilir (Enders, 1996: 151). Bu, eřbütünleřmiř deęiřkenlerin 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: 365).

Analizde kullanılan serilerde yapısal kırılmaların varlığı durumunda, birim kök testlerinde olduğu gibi, seriler arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığını inceleyen eşbütünlüşme testleri de sapmalı sonuçlar verebilecektir (Westerlund ve Edgerton, 2006). Bu nedenle, eşbütünlüşme testlerinde de yapısal kırılmaların etkilerinin dikkate alınması gerekmektedir. Bu amaçla geliştirilmiş başlıca testler arasında; Gregory ve Hansen (1996), Carrion-i-Silvestre ve Sanso (2006), Westerlund ve Edgerton (2006) ve Hatemi-j (2008) sayılabilir. Ancak bu testler, bir tane yapısal kırılmayı göz önünde bulundurabilmektedir. Maki (2012), bu konuda önemli bir boşluğu doldurmuş ve beş tane yapısal kırılmayı içsel olarak göz önünde bulundurabilen bir test yöntemi geliştirmiştir. Özellikle, eşbütünlüşme denkleminde üç ve daha fazla yapısal kırılma olduğunda, bu yöntem, Gregory ve Hansen (1996) ve Hatemi-j (2008) yöntemlerden daha üstündür (Maki, 2012). Testin çalışma algoritmasında; her bir dönem muhtemel bir kırılma noktası olarak alınmakta,  $t$  istatistikleri hesaplanmakta ve  $t$ 'nin en küçük olduğu noktalar, kırılma noktası olarak kabul edilmektedir. Bu yöntemde analize alınacak bütün serilerin  $I(1)$  olması gerekmektedir. Maki (2012), yapısal kırılmaların varlığı durumunda seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi olup olmadığını test edebilmek için, dört farklı model geliştirmiştir:

Model 0: Sabit terimde kırılma var, trendsiz model.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \beta x_t + u_t \quad (9)$$

Model 1: Sabit terimde ve eğimde kırılma var, trendsiz model.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (10)$$

Model 2: Sabit terimde ve eğimde kırılma var, trendli model.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \gamma x + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (11)$$

Model 3: Sabit terimde, eğimde ve trendde kırılma var.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (12)$$

$K_{i,t}$ , kukla değişkenler olup, Maki (2012) şöyle tanımlanmıştır:

$$K_i = \begin{cases} 1 & t > T_B \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Burada  $T_B$  yapısal kırılma tarihini ifade etmektedir. Testin hipotezleri:

$H_0$ : Yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme yoktur.

$H_1$ : Yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme vardır.

Hipotezleri test etmek için gerekli olan kritik değerler, Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanmış ve Maki'de (2012) verilmiştir. Hesaplanan değer, kritik değerden küçük olduğunda,  $H_0$  reddedilmekte ve seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna karar verilmektedir. Bu çalışmada, Denklem (1)'de verilen model için, Maki (2012) testi yapılmış ve elde edilen sonuçlar, Tablo 4'te sunulmuştur.

**Tablo 4:** Maki (2012) Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	En Fazla 1 Kırılmalı	En Fazla 2 Kırılmalı	En Fazla 3 Kırılmalı	En Fazla 4 Kırılmalı	En Fazla 5 Kırılmalı
<b>Model 0</b>	-5.74 [-5.70]* (2003Q3)	-6.15[-5.41]* (2003Q3;2010Q3)	-6.57[-5.56]* (1999Q1;2003Q3; 2010Q3)	-6.73[-5.77]* (1999Q1;2003Q3; 2005Q3;2010Q3)	-7.05[-5.95]* (1999Q1;2003Q3;2005Q3; ;2008Q2;2010Q3)
<b>Model 1</b>	-6.54[-5.52]* (1994Q1)	-6.65[-5.70]* (1994Q1;2000Q4)	-6.95[-5.83]* (1994Q1;2000Q4; 2008Q2)	-7.17[-6.05]* (1994Q1;1996Q2; 2000Q4;2008Q2)	-7.35[-6.19]* (1994Q1;1996Q2;2000Q4 ;2008Q2;2010Q3)
<b>Model 2</b>	-5.69[-5.45]* (2004Q3)	-6.07[-5.86]* (2004Q3;2010Q4)	-6.97[-6.25]* (2002Q3;2004Q3; 2010Q4)	-6.97[-6.59]* (2001Q1;2002Q3; 2004Q3;2010Q4)	-7.61[-6.91]* (1999Q3;2001Q1;2002Q3 ;2004Q3;2010Q4)
<b>Model 3</b>	-6.67[-6.04]* (2002Q3)	-6.87[-6.62]* (2002Q3;2010Q4)	-7.45[-7.08]* (2002Q3;2008Q2; 2010Q4)	-7.71[-7.55]* (2001Q1;2002Q3; 2008Q2;2010Q4)	-8.65[-8.00]* (1994Q1;2001Q1;2002Q3 ;2008Q2;2010Q4)

**Not:** [ ] içindeki değerler, Maki (2012) Tablo 1'den alınmış, %1 anlamlılık düzeyine sahip kritik değerlerdir. \*;%1 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ifade etmektedir. ( ) içindeki değerler, test yöntemi tarafından, eşbütünleşme denkleminde belirlenen yapısal kırılma tarihleridir.

Tablo 4'teki sonuçlar incelendiğinde, bütün modellerde, hesaplanan test istatistiklerinin, kritik değerlerden küçük olduğu, dolayısıyla seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu görülmektedir. Seriler, uzun dönemde birlikte hareket etmektedir ve bu serilerin düzey değerleriyle gerçekleştirilecek uzun dönem analizi, sahte regresyon içermeyecektir. Bu durumda seriler arasındaki uzun dönem eşbütünleşme katsayılarının

tahminine geçilebileceğine karar verilmiştir. Ayrıca test yönteminin, Türkiye ekonomisindeki yapısal kırılma tarihlerini, başarılı bir şekilde tespit ettiği görülmektedir. Eşbütünleşme analizinden elde edilen yapısal kırılma tarihleri, kukla değişkenlerle uzun dönem analizine dâhil edilmiştir.

### 3.6. Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmini

Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi belirlendiğinde, uzun dönem eşbütünleşme katsayıları DEKK veya tam değiştirilmiş en küçük kareler yöntemlerinden biriyle tahmin edilebilmektedir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilemediği durumda ise en küçük kareler (EKK) yöntemi kullanılmaktadır (Gregory ve Hansen, 1996).

Stock-Watson (1993), EKK tahmincisindeki sapma ve içsellik sorunlarını giderebilmek için, modele açıklayıcı değişkenlerin düzey değerleriyle birlikte, farklarının gecikmelerinin (lag) ve öncüllerinin (lead) de eklenmesini önermiştir. DEKK tahmincisinin kullanılabilmesi için, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olması gerekmektedir. Aynı zamanda, bağımlı değişken  $I(1)$  olmak şartıyla, bağımsız değişkenlerden bazıları  $I(1)$ , bazıları  $I(0)$  olabilmektedir. Bu yöntem, bağımsız değişkenlerdeki içsellik ve otokorelasyonun varlığı durumunda da güçlü ve tutarlı tahminler üretmektedir (Esteve ve Requena, 2006: 118). DOLS ile tahmin yapılırken model şu hale getirilmektedir:

$$CA_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 KH + \sum_{i=-q}^q \beta_i \Delta KH_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Burada  $q$ ; optimum öncül ve gecikme değerini ifade etmekte olup, bu çalışmada Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criteria: AIC) yardımıyla belirlenmiştir. Çalışmada uzun dönem eşbütünleşme katsayıları, Denklem (1)'de verilen model kullanılarak DEKK yöntemiyle tahmin edilmiş, elde edilen sonuçlar Tablo 5'te sunulmuştur.

**Tablo 5:** Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayıları

	<i>Sabit Terim</i>	<i>KH</i>	<i>K1</i>	<i>K2</i>	<i>K3</i>	<i>K4</i>	<i>K5</i>	<i>R<sup>2</sup></i>	<i>DW</i>
<i>CA</i>	-5.77	0.20 [1.84]	17.90 [2.66]	25.86 [8.45]	39.22 [3.15]	2.98 [0.27]	-22.33 [2.59]	0.80	1.22

**Not:** [ ] içindeki değerler,  $t$  istatistikleridir. Tahminlerdeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunları, Newey-West yöntemi ile giderilmeye çalışılmıştır. Kukla değişkenler: K1;1994Q1, K2;1999Q1, K3;2001Q1, K4;2008Q2 ve K5;2010Q3 şeklindedir.

Tablo 5'teki sonuçlara göre; Türkiye'de kredi hacmi artışı ile cari işlemler açığı arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki vardır.  $KH$  %100 oranında arttığında, cari işlemler açığı %20 oranında artmaktadır. Kukla değişkenlerin büyük çoğunluğunun istatistiki olarak anlamlı çıktığı görülmektedir. Yani, eşbütünleşme yöntemi tarafından belirlenmiş olan tarihlerde, ekonomimde önemli değişimler yaşanmıştır.

### 3.7. Kısa Dönem Analizi: Hata Düzeltme Modeli

Kısa dönem analizinde, farkı alınmış serilerin gecikmelileri ve uzun dönem analizinden elde edilen hata terimi serisinin bir dönem gecikmeli değeri (Error Correction Term:  $ECT_{t-1}$ ) kullanılmaktadır. Bu çalışmada kullanılan hata düzeltme modeli şöyledir:

$$\Delta CA_t = \alpha_0 + \alpha_1 ECT_{t-1} + \alpha_2 \Delta KH_t + u_t \quad (14)$$

Bu model, DEKK yöntemiyle tahmin edilmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 6'da sunulmuştur.

**Tablo 6:** Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

	<i>Sabit Terim</i>	<i>ECT<sub>t-1</sub></i>	<i>ΔKH</i>	<i>R<sup>2</sup></i>	<i>DW</i>
<i>ΔCA</i>	-0.12	-0.15 [-3.22]	-0.25 [-1.81]	0.39	2.46

**Not:** [ ] içindeki değerler,  $t$  istatistikleridir. Tahminlerdeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunları, Newey-West yöntemi ile giderilmeye çalışılmıştır.

Tablo 6'daki sonuçlar incelendiğinde, hata düzeltme teriminin katsayısının negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Yani modelin hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge değerlerine yakınsamaktadır. Bu durum, yapılan uzun dönem analizlerinin güvenilir olduğuna da bir kanıt oluşturmaktadır.

## 4. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde yurtiçi kredi hacmi artış hızının, cari işlemler açığı üzerindeki etkileri, 1992Q1-2012Q3 dönemi verileri kullanılarak, çoklu yapısal kırılmalı zaman serisi analiz yöntemiyle incelenmiştir. Bu kapsamda ilk olarak; serilerin durağanlıkları, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle incelenmiş ve serilerin düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri



görülmüştür. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testiyle sınanmış ve seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu, yani serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri tespit edilmiştir. Uzun dönem eşbütünleşme katsayıları, DEKK yöntemiyle tahmin edilmiş ve kredi hacmi artışı ile cari işlemler açığı arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişkinin var olduğu belirlenmiştir.

Bu analizden elde edilen sonuçlara göre; analiz döneminde yurtiçi kredi hacmindeki %100'lük artışın, cari işlemler açığını %20 oranında arttırdığı tespit edilmiştir. Kısa dönem hata düzeltme modeli de DEKK yöntemiyle tahmin edilmiş ve hata düzeltme teriminin katsayısının negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıktığı görülmüştür. Bu durum, uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında, kısa dönemde meydana gelen sapmaların ortadan kalktığını ve serilerin tekrar denge değerine yakınsadıklarını ifade etmektedir. Elde edilen bu sonuçlar literatürdeki Kasa (1998); Hoshi vd. (1998); Motonishi ve Yoshikawa (1999); Paasche (2001); Kunieda ve Shibata (2005); Telatar (2011) ve Kavcıoğlu (2012) ile uyumludur.

Sonuç olarak, Türkiye ekonomisinde cari işlemler açığının kredi hacmindeki artışa oldukça duyarlı olduğu belirlenmiştir. Makroekonomik istikrarın sürdürülebilir olması için, kredi hacmindeki genişlemelerin çok yakından izlenmesi ve özellikle cari işlemler açığının seyri konusunda öncü bir gösterge olarak değerlendirilmesi gerekliliği ortaya çıkmaktadır. Dolayısıyla uygulanan kredi politikaları merkezi öneme sahip olup, yurtiçi toplam talep hacminin temel belirleyicilerinden olmaktadır. Merkez Bankası'nın (2010) da işaret ettiği gibi, Türkiye'de kullanılan kredilerin önemli bir bölümü, ithal lüks tüketimin finansmanını sağlamaktadır. Kredi artışının uyardığı iç talep büyümesi ve arkasından gelen cari işlemler açığındaki artış, makroekonomik dengesizlikleri yaratma potansiyeli taşımaktadır. Bu durumda, kredi hacminin kontrollü olarak daraltılması yönünde uygulanacak politikalar, cari açığın sürdürülebilirliğini de kolaylaştıracaktır. Merkez Bankası, 2011 yılından itibaren oldukça ihtiyatlı bir şekilde uyguladığı kredi politikasıyla, cari işlemler açığını, önceki düzeyine göre, makul bir seviyeye indirmeyi başarmıştır. Ancak, ekonomik büyümedeki yavaşlamadan dolayı, kredi hacminin 2013'de bir miktar artırılacak olması, cari işlemler açığının tekrar artabileceği kaygısını doğurmaktadır. Bu açıdan cari işlemler açığının



öngörülen düzeyde tutulması için, kredi politikasına ek olarak diğer politika önlemlerinin de etkin bir şekilde uygulanması gerekmektedir.

### **KAYNAKÇA**

Bai, J., Perron, P. 2003. Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*. 18: 1-22.

Barisitz, S. 2003. The Transformation of the Romanian Financial and Banking Sector. *Financial Stability Report 7*: 88-797.

Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D ve Perron, P. 2009. GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Under Both the Null and the Alternative Hypotheses. *Econometric Theory*. 25: 1754-1792.

Corsetti, G., Pesenti, P ve Roubini, N. 1999. Paper Tigers? A Model of the Asian Crisis. *European Economic Review* 43(7):1211-1236.

Dymski, G. A. 2009. Why The Subprime Crisis is Different:A Minskyian Approach. *Cambridge Journal of Economics* 34(2):239-255.

Enders, W. 1995. *Applied Econometric Time Series*. 1 st Edition, New York: Wiley.

Enders, W. 1996. *Rats Handbook for Econometric Time Series*. JohnWilley and Song Inc.

Esteve, V. ve Requena, F. 2006. A Cointegration Analysis of Car Advertising and Sales Data in the Presenceof Structural Change. *International Journal of the Economics of Business*. 13(1): 111-128.

Freund, C. L. 2000. Current Account Adjustment in Industrialized Countries, Board of Governors of the FED International Finance, Discussion Papers, 692.

Gregory, A. W. ve Hansen, B. E. 1996. Residual-Based Tests for Cointegration in Models With Regime Shifts. *Journal of Econometrics*. 70(1): 99-126.

Gujarati, D, N. 1999. *Basic Econometrics*. Mc Graw Hill.3rd Edition. İstanbul: Literatür Yayıncılık.

Hatemi-J, A. 2008. Tests For Cointegration With Two Unknown Regime Shifts With an Application to Financial Market Integration. *Empirical Economics*. 35: 497-505.

Hoshi,T., Kashyap, A., Scharfstein, D. 1991. Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence From Japanese Industria Lgroups, *Quarterly Journal of Economics*, 106(1): 33-60.



IMF, 2009. Lessons for Monetary Policy From Asset Price Fluctuation. Chapter 3 in World Economic Outlook, October.

Kasa, K. 1998. Borrowing Constraints and Asset Market Dynamics: Evidence From Pacific Basin. Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review, (3): 17-28.

Kavcıoğlu, Ş. 2012. Kriz dönemleri sonrasında Türk bankacılık sektöründe kredi analizi (2002-2011 dönemi) Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi, 3(6): 22-39.

Kiyotaki, N. ve Moore, J. 1997. Credit Cycles. Journal of Political Economy. 105(2): 211-248.

Krugman, P. 1998. What Happened to Asia, <http://www.bresserpereira.org.br/Terceiros/Cursos/Krugman-WhatHappenToAsia.pdf>, [Erişim Tarihi: 12.10.2010]

Kunieda, T. ve Shibata, A. 2005. Credit Constraints and the Current Account: A Test For the Japanese Economy. Journal of International Money and Finance, 24: 1261-1277.

Kunt, D. Demirgüç, A. ve Detragiache, E. 1997. The Determinants of Banking Crises: Evidence from Developing and Developed Countries. IMF Working Paper, 106.

Lee, J. ve Strazicich, M. C. 2003. Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks. The Review of Economics and Statistics. 85(4): 1082-1089.

Lumsdaine, R. L. ve Papell, D. H. 1997. Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis. The Review of Economics and Statistics. 79: 212-218.

Maki, D. 2012. Tests For Cointegration Allowing For an Unknown Number of Breaks. Economic Modelling. 29(5): 2011-2015.

Moreno, R. 2007. Experiences With Current Account Deficits in Southeast Asia. Working Papers Central Bank of Chile: 452 Central Bank of Chile

Motonishi, T. ve Yoshikawa, H. 1999. Causes of the Long Stagnation of Japan During the 1990s: Financial or Real? Journal of the Japanese and International Economies. 13(3): 181-200.

Ng, S. ve Perron, P. 2001. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. Econometrica. 69: 1519-1554.

Ouanes, A. ve Thakur, S. M. 1997. Macroeconomic Accountig and Analysis in Transition Economies. IMF, Washington.

Paasche, B. 2001. Credit Constraints and International Financial Crises. Journal of Monetary Economics, 48: 623-650.





Perron, P. 1989. The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. *Econometrica*. 57(2): 1361-1401.

Perron, P. 1997. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*. 80: 355-385.

Stock, J. ve Watson, M. W. 1993. A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61(4): 783-820.

TCMB, 2010. Finansal İstikrar Raporu: Sayı: 11. Aralık-2010, [www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr), [Erişim Tarihi: 11.05.2011]

Teletar, E. 2011. Türkiye’de Cari Açık Belirleyicileri ve Cari Açık - Krediler ilişkisi *Bankacılar Dergisi*, 78: 22-35.

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

Tornel, A. 1999. Common Fundamentals in the Tequila and Asian Crises. NBER Working Paper, No: 7139.

Zivot, E. ve Andrews, D. 1992. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business Economic Statistics*. 10(3): 251-270.