

## TÜRKİYE’DE KAMU HARCAMALARI DIř TİCARET AIKLARI ÜZERİNDE ETKİLİ Mİ?

### ARE GOVERNMENT EXPENDITURES EFFECTIVE ON TRADE DEFICITS IN TURKEY?

Yrd. Do. Dr. Uğur ADIGÜZEL  
Cumhuriyet Üniversitesi, İİBF, Uluslararası Ticaret ve Lojistik  
Bölümü

#### Öz

Son yıllarda ekonomik büyüme ile birlikte artan dıř ticaret aıkları önemli bir tartışma konusu olarak iktisat literatüründeki yerini almıřtır. Konu ile ilgili alıřmalarda aığın oluřmasında farklı deėiřkenlerin rolünün olduėu söylene de önemli bir çoėunluėun kamu harcamaları üzerinde yoğunlařtıėı görülmektedir. Bu alıřmada ise 1982Q1-2010Q3 dönemine ait Türkiye ekonomisinde kamu harcamaları ve dıř ticaret aıkları arasındaki iliřki yapısal kırılma(lar) ve uzun dönemli iliřkiler incelenerek ortaya konulmuřtur. Bu amaçla Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992, KPSS) geleneksel birim kök testi, Zivot-Andrews (1992) ve Lee-Strazicich (2003, 2004) yapısal kırılmalı birim kök testleri ile birlikte Kejriwal (2008) ve Kejriwal-Perron (2009) tarafından geliştirilen yapısal kırılmaları dikkate alan eřbütünleřme testleri kullanılmıřtır. Elde edilen sonuçlara göre, 2000’li yılların hemen bařında yapısal kırılma bulunmaktadır. Ayrıca kırılma öncesi ve sonrası dönemlere ait uzun dönemli iliřkinin varlıėı sonucuna ulařılmıřtır. Ampirik analiz sonuçları göstermektedir ki:1990’lı yıllarda kamu harcamaları dıř ticaret aıkları üzerinde etkili iken, 2000 yılı sonrasındaki dönemde etki azalmıřtır.

**Anahtar Kelimeler:** Dıř ticaret aıkları, Kamu harcamaları, Zivot-Andrews, Lee-Strazicich , Kejriwal-Perron

#### Abstract

Increasing trade imbalances parallel to growing economies take place in literature of economics in recent years. Although there is a number of factors affecting trade balance, an important number of studies focus on government expenditures. In this study, we analyze the relationship between government consumption expenditures and trade imbalance in the period of 1982Q1 – 2010Q3by employing structural breaks and long-run relationship. So we employ KPSS (1992) unit root test, Zivot-Andrews (1992) and Lee-Strazicich (2003) unit root tests with structural break and cointegration test considering structural breaks developed by Kejriwal (2008) and Kejriwal-Perron (2009). Unit root tests find structural breaks in this period. According to results, there is a structural break in 2000Q1. Also, it is more effective during 1990’s. Although the potency of consumption expenditures of government decreases, importance of it on deficits continues.

**Key Words:** Trade Deficits, Government Expenditure, Zivot-Andrews, Lee-Strazicich ,Kejriwal-Perron

## 1. GİRİŐ

24 Ocak Kararları ile Türkiye ekonomisi bir dizi yapısal deęiřim geirmiřtir. Dıř ticaret stratejisini de bu kapsamda deęiřtiren Türkiye bu tarihten itibaren ithal ikameci sanayileřme stratejisini terk etmiř ve ihracata dayalı sanayileřme stratejisini benimsemiřtir. İhracata dayalı sanayileřme stratejisine geiř ile birlikte dıř ticaret aıęı problemi gündeme gelmiřtir. İhracat ve ithalat arasındaki fark sürekli olarak ithalat lehine olmuřtur. Otuz yıldan bu yana artarak devam eden dıř ticaret aıkları, Türkiye ekonomisi için önemli bir problem haline gelmiřtir.

Artan ticaret aıkları akla “ticaret aıklarının temel belirleyicileri nelerdir?” sorusunu getirmiřtir. Çok sayıda alıřmada ticaret aıklarının ana sebeplerini arařtırılmıřtır. Bu alıřmada, Türkiye ekonomisi için hükümet tüketim harcamalarının ticaret aıklarının aıklanmasında başarılı olup olmayacağını incelenmiřtir. Bu bağlamda alıřmada Kejriwal ve Perron (2009) tarafından geliřtirilen yapısal kırımları dikkate alan eřbütünleřme testi kullanılarak 1982:Q1-2010:Q3 dönemini incelemektedir. alıřmanın ikinci bölümünde teorik altyapı ve literatür incelemesine, üçüncü bölümde analizlerde kullanılan verilere iliřkin bilgilere, dördüncü bölümde ise metodoloji ve ampirik sonuçlara yer verilecektir.

## 2. TEORİK ALTYAPI VE LİTERATÜR

Dıř ticaret aıklarının nasıl kapatılacağına dair farklı görüşlerin hakim olduęu iktisat literatüründe, iktisat okulları arasında fikir birlięi saęlandıęı söylenemez. Ekonomik istikrarın saęlanması için devlet müdahalesini savunan Keynesyen iktisatılar bu konuyu gelir yaklařımı ile ele almıřlardır. Bu yaklařıma göre ticaret aıklarının temel belirleyicisi ekonomik aktivitedir ve o da yerel gelir ile ölçülür. Keynesyen iktisatılar ticaret aıklarını düşürmek için daraltıcı maliye politikalarını kullanmayı önermiřlerdir.

Keynesyen iktisatılar hükümet bütelerinin önemine atıf yapmıřlar ve ticaret aıkları ile büte aıkları arasında pozitif bir iliřkinin olduęunu iddia etmiřlerdir. Aık bir ekonomide gayri safi yurtii hasılanın temel bileřenleri harcamalar yöntemi ile;

$$Y = C + I + G + (X - M) \quad (1)$$

řeklinde gösterilebilir.

Y gayrisafı yurtii hasılayı gösterirken C özel tüketim harcamalarını ifade etmektedir. I ve G ise sırasıyla gayrisafı özel yurtii yatırım harcamalarını ve hükümet harcamalarını göstermek için kullanılmıřtır. Son olarak  $(X - M)$  ise dıř ticaret farkını göstermektedir. Gayrisafı yurtii hasıla, gelir yaklařımı kullanılarak 2 no’lu denklemdeki gibi tekrar elde edilebilir;

$$Y = C + S + T \quad (2)$$

Y ve C yine sırasıyla gayrisafı yurtii hasıla ve özel tüketim harcamalarını simgelerken S tasarrufları ve T hükümet tarafından toplanan vergileri göstermektedir. 1 ve 2 no’lu denklemlerin saę taraflarını birbirlerine eřitledięimizde Keynesyen yaklařımda dıř ticaret aıklarının bileřenleri ortaya çıkmaktadır.

$$C + I + G + (X - M) = C + S + T \quad (3)$$

$$(X - M) = (S - I) + (T - G) \quad (4)$$

4 no'lu denklemde tasarruflar ile gayrisafi özel yurtii yatırımlar arasındaki fark özel tasarrufların miktarını vermektedir. Hükümetin tüketim harcamaları ile toplamıř olduėu vergiler arasındaki fark ise kamu tasarruflarını göstermektedir.

Dıř Ticaret Açıkları = Özel Tasarruflar + Kamu Tasarrufları

Darrat (1988) büte açıklarının ticaret açıkları üzerindeki etkisini döviz kuru kanalı ile açıklamıřtır. Buna göre, daha yüksek büte açıkları, eėer geniş anlamda parasallařtırılmazlar ise faiz oranları üzerinde yukarı doėru baskı yapacaktır. Daha yüksek faiz oranları ise yabancı döviz kurunun deėerini yükseltecek ve bu da net ihracatın deėerinde düşüře sebebiyet verecektir.<sup>1</sup>

Ticaret açıkları ile büte açıkları arasındaki bir diėer tartıřma konusu ise büte açıklarının kaynaėı konusundadır. Bu bağlamda büte açıklarının iki kaynaėı vardır. Birincisi vergi gelirlerindeki azalıř ve diėeri de hükümetin tüketim harcamalarındaki artıřtır. Ricardocu denklik hipotezini savunan iktisatılara göre vergi oranlarında bir düşüř sonucunda oluřan büte aıėının ne ticaret aıėı üzerinde ne de cari aık üzerinde etkisi olmayacaktır.<sup>2</sup> Hükümetin tüketim harcamalarının sabit ve hibir borlanma sınırının olmadıėı varsayımları altında vergi oranlarındaki düşüřün tasarruflar üstünde hibir etkisi bulunmayacaktır. ünkü rasyonel bireylere uygulanan vergi oranlarındaki azalma, büte açıklarına neden olacaktır. Bu durumda hükümet bir sonraki dönemde büte açıklarını telafi edebilmek için vergi oranlarını artıracaktır. Böylece bireyler bir sonraki yıl için ekstra para tasarrufunda bulunacaktır. Bundan dolayı hükümetin tüketim harcamaları ticaret açıklarına neden olurken, herhangi bir vergi oranı düşüřü ticaret aıėına neden olmayacaktır. Ergec vd. (2005) ticaret açıkları ile ilgilenen iktisatıları iki grupta sınıflandırmıřtır. İlk grup iktisatılar daha önce Labonte ve Makinen'in (2004) yapmıř olduėu maliye politikası tanımından hareketle ticaret açıklarında önemli bir rolünün olduėunu iddia etmiřlerdir. Maliye politikası anlamında hükümet harcamalarındaki bir artıř ulusal tasarrufu doėrudan etkileyecektir. Bu bağlamda Roubini (1988) ve Normandin (1999) hükümet harcamalarındaki büyümeden kaynaklanan bir büte aıėının ticaret dengesinin bozacaėı sonucuna ulařmıřlardır. alıřmaları sonucunda ABD ekonomisinde, hükümet harcamalarındaki bir Amerikan Dolarlık artıř ticaret aıėını 0,22 ila 0,98 Amerikan Doları arasında artıřa sebep olacaėı ıkarsamasında bulunmuřlardır. De long (2004) ABD ekonomisinde ticaret açıklarının iki ana nedeni olduėunu, bunlardan birincisi federal hükümet bütelerindeki açıkların önceki döneme göre daha büyük olması, diėerinin ise özel tasarrufların GSYİH'deki payında görülen azalma olduėunu belirtmiřtir. Yapılan bu açıklamalar 4 no'lu denklem ile paralellik göstermektedir.

Tam tersine, diėer bir grup iktisatı ticaret açıklarını açıklamada maliye politikalarının tahmin edilenden küçük bir rolü olduėunu savunmuřlardır.

<sup>1</sup> Darrat, Ahmed, (1988) "On Fiscal Policy And The Stock Market", **Journal Of Money, Credit, And Banking**, 20, pp. 353-362.

<sup>2</sup> Vamvoukas, George, (1997) "Have Large Budget Deficits Caused Increasing Trade Deficits? Evidence From A Developing Country", **Atlantic Economic Journal**, 25(1), pp. 80-90.

Taylor ve Taylor'a (2004) gre son on yıldıki ABD cari iřlemeler aıėındaki artıřın kaynaėı ulusal tasarruflardan daha hızlı artan ulusal sermaye oluřumudur. Zira dnyanın geri kalanına gre daha saėlam retim bymesine dayanan ABD varlıklarının yksek oranlı getirileri, etkin ve gvenli Amerikan sermaye piyasaları ile birleřmesi yabancı yatırımcıları ekmiřtir.

Ahmad (1987) bu soruya cevap bulabilmek iin İngiltere'nin gemiř dnem verilerini kullanarak hkmet harcamaları ile ticaret aıkları arasındaki iliřkiyi incelemiřtir. alıřmasında 1701 ve 1913 yılları arasında İngiltere verilerini kullanmıř ve zellikle 1732-1830 yılları arasında kalan dnemde hkmet harcamalarındaki geici artıřların ticaret aıkları zerinde hkmet harcamalarındaki srekli artıřlara gre daha etkili olduėu sonucuna ulařmıřtır. Bununla birlikte elde ettiėi sonular maliye politikalarının ticaret aıkları zerindeki etkisi konusunda kanıtlar sunsa da, sonuların ele alınan dnem ve hkmet harcamalarının nasıl ayrıřtırıldıėına duyarlı olduėunu belirtmiřtir.

ok sayıda alıřma ABD ekonomisindeki ticaret aıklarının sebeplerini ve bileřenlerini analiz etmiřtir. Bu baėlamda, Yi (1993), Muller (2004) ve Ergec vd. (2005) hkmetin tketim harcamaları yoluyla bte aıklarının ticaret aıkları zerindeki etkilerini grmek amacıyla ABD ekonomisinin 1950-2010 dnemini analiz etmiřlerdir. Yi (1993) ve Muller (2004) ticaret aıklarını aıklamakta hkmet harcamalarının nemli bir rol oynadıėı sonucuna ulařırken, Ergec vd. (2005) tersi istikamette sonulara ulařmıřtır.

Cavallo (2005) ise aynı dnem ABD ekonomisini ticaret aıklarının nedenleri baėlamında incelediėi alıřmasında farklı bir yol izlemiřtir. alıřmasında hkmet harcamalarını iki kısma ayıran yazar harcamaların niha rnlere olan kısmının dıř denge zerinde etkili olduėu sonucuna ulařırken, harcamaların cretlere ynelik kısmının ise doėrudan etkili olmadıėı sonucuna ulařmıřtır.

Konu ile ilgili alıřmaların byk bir blm ABD ekonomisini ele alırken bir kısım alıřmada da diėer lke ekonomileri dikkate alınmıřtır. Bu alıřmalarda OECD lkeleri dikkate deėer bir pay almaktadır. Bunlardan Lane ve Perotti (1998), Monacelli ve Perotti (2006) hkmetin tketim harcamalarının ticaret aıklarının aıklanmasında nemli bir yeri olduėu konusunda hemfikir sonular elde etmiřlerdir. Geliřmekte olan lkeleri ele alan alıřmalarda, Alkswani (2000) Suudi Arabistan ekonomisini, Saleh ve Harvie (2005) Lbnan ekonomisini, Chowdhury ve Saleh (2007) Sri Lanka ekonomisini ve Hye ve Ali de (2010) Pakistan ekonomisi iin sz konusu iliřkiyi incelemiř ve benzer sonular elde etmiřlerdir.

### 3. VERİLER

Bu alıřmada Trkiye Ekonomisi'ne ait tketim harcamaları (T-G) ve ticaret aıkları (NX) verilerini kullanarak analizler gerekleřtirilmektedir. alıřmada hkmetin bte aıkları yerine tketim harcamaları ele alınarak vergi oranlarındaki deėiřmelerin etkileri bertaraf edilmiřtir. Dıřa aık ekonomiye geiřin yařandıėı 1980 yılından itibaren analiz yapılmak istense de 1980 ve 1981 yılları arasında kalan dneme ait verilerin olmaması sebebiyle 1982Q1 ve 2010Q3 tarihleri arasındaki doėal logaritmaları alınmıř eyreklik veriler kullanılmıřtır. Her iki deėiřken de Uluslararası Para Fonu'nun yayımlamıř olduėu Uluslararası Finansal İstatistikler yıllıėından elde edilmiřtir.

**Tablo 1: Veri Seti**

Deęiřken	Tanımı	Kaynak
Ticaret Aıęı (NX)	ABD Doları Cinsinden Ticaret Aıęı	Uluslararası Finans İstatistikleri
Hükümetin Tüketim Harcamaları (T-G)	ABD Doları Cinsinden Hükümetin Tüketim Harcamaları	Uluslararası Finans İstatistikleri

#### 4. METODOLOJİ VE AMPİRİK SONUÇLAR

##### 4.1. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt Ve Shin (1992, Kpss) Birim Kök Testi

Kejriwal-Perron testi uygulamasının ilk adımı deęiřkenlerin duraęanlıęının test edilmesidir. ünkü zaman serileri model içerisine duraęan iken dahil edilmelidir. Aksi takdirde model sahte regresyon sorununa yakalanılacaktır. Bu amaçla duraęanlıęın test edilmesinde Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992, KPSS) tarafından geliřtirilen birim kök testi kullanılmaktadır. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS, 1992) tarafından geliřtirilen birim kök testinde seriden deterministik trend arındırılarak duraęan hale getirilir.<sup>3</sup> KPSS testinde Geniřletilmiş Dickey-Fuller (1979, ADF) ve Phillips-Perron(1989, PP) birim kök testlerin aksine boş hipotez, serinin duraęan olduęunu (birim kök içermedięini) alternatif hipotez ise serinin duraęan olmadıęını (birim kök içerdięini) ifade etmektedir.<sup>4</sup> Boř hipotez yer alan duraęanlık kavramı seriler trendden arındırıldıkları için temelde trend duraęanlıęı ifade etmektedir. Dolayısıyla trendden arındırılan serideki birim kök olmaması, serinin aslında trend duraęan olduęunu göstermektedir.

KPSS testinde zaman serisi olarak alınan deęiřken; bir deterministik trend, bir rassal terim ve bir sabit bozucu terim olmak üzere üç bileřen içerir.<sup>5</sup>

Buna göre t deterministik trend,  $\phi$  rassal süreç ve  $\varepsilon_t$  hata terimi olmak üzere;

$$y_t = \beta_t + \phi_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

řeklinde ifade edilir. Denklemdede yer alan rassal süreç ( $\phi_t$ );

$$\phi_t = \phi_{t-1} + u_t \quad (6)$$

řeklinde dir. Rassal süreçte yer alan hata terimi  $u_t$ 'nin baęımsız ve eř daęılım özelliklerine sahip ( $0, \sigma_u^2$ ) olduęu varsayılır. Bu durumda  $\sigma_u^2 = 0$  boş

<sup>3</sup> Syczewska, Eva, (2010), "Empirical Power of The Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test", Warsaw School Of Economics Institute Of Econometrics, **Department Of Applied Econometrics Working Papers**, No:3-10, pp:1-27

<sup>4</sup> Hurne, Olivier, Doarau, Jean-Franois, (2007), "Further Evidence On Mean Reversion in The Australian Exchange Rate", **Bulletin Of Economic Research**, 59:4, 0307-3378, pp:390-392

<sup>5</sup> Syczewska, Eva, (2010), "Empirical Power of The...", a.g.m., pp:4

hipotezi ile serinin durađan olup olmadıđı test edilir. Hata teriminin varyansının ( $\sigma_u$ ) sıfır olması, hata teriminin ( $u_t$ ) sabit olmasını, dolayısıyla rassal srec olarak nitelendirilen  $\varphi_t$  srecinde durađan olmasını gerektirecektir.<sup>6</sup> KPSS testi esas itibariyle bir rassal terimin sıfır varyansa sahip olduđu hipotezinin Lagrange arpanı (LM) ile test edilmesidir.<sup>7</sup>

**Tablo 2:** Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992, KPSS) Birim Kk Testi Sonuları

Deđiřkenler	Dzey Deđerleri		Birinci Fark Deđerleri	
	Sabit*	Sabit+Trend*	Sabit*	Sabit+Trend*
(T-G)	1. 233	0.104	0. 126	0.077
NX	1. 24	0.068	0. 057	0.046

\* LM test istatistiđi asimptotik kritik deđerleri sırasıyla %1 ve %5 iin sabitte 0.739, 0.463, \*\*Sabit +Trendde sırasıyla %1 ve %5 iin 0.216, 0.146'dir.

Tablo 2'de birim kk testi sonularına gre ticaret aıđı ve hkmetin tketim harcamaları serilerinin dzeyde durađan olmadıkları, bunların birinci farkları alındıđında durađan hale geldikleri grlmektedir.

## 4.2. Yapısal Kırılmalı Birim Kk Testleri

### 4.2.1. Zivot-Andrews (1992) Tek Kırılmalı Birim Kk Testi

Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kk testleri kırılmanın isel-dıřsal olarak belirlenmesine veya kırılma sayısına gre gruplandırılabilir. Perron (1997) ve Zivot-Andrews (1992) testleri yapısal kırılmanın tek-isel olarak belirlendiđi testlerdir. Zivot-Andrews tek-isel kırılma testi tm rneklemi ve mmkn olan her bir kırılma iin farklı bir kukla deđerken kullanan ardışık (sequential) testtir. Kırılma tarihi t istatistiđine dayalı Geniřletilmiş Dickey-Fuller testinin birim kknn minimum olduđu noktaya gre seilir.<sup>8</sup> Zivot-Andrews yapısal kırılmalı birim kk testinde Model A dzey tek kırılmaya,

<sup>6</sup> Kwiatkowski, Denis, Phillips, Peter, Schmidt, Peter, Shin, Youngcheol, (1992). "Testing The Null Hypothesis Of Stationarity Against The Alternative Of A Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have A Unit Root?", **Journal Of Econometrics**, 54, pp: 162-163.

<sup>7</sup> Kwiatkowski, Denis, Phillips, Peter, Schmidt, Peter, Shin, Youngcheol, (1992). "Testing The Null Hypothesis...", a.g.m., pp:159

<sup>8</sup> Glynn, John, Perera, Nelson ve Verma, Reetu, (2007), " Unit Root Tests and Structural Breaks: A Survey With Applications", **Revista De Metodos Cuantitativos Para La Economica Empresa**, July 2007, No:SE-2927-06, pp:67

Model B eđimde tek kırılmaya, Model C ise hem eđimde hem de dzeye tek kırılmaya izin veren  model tasarlanmıřtır.<sup>9</sup> Buna gre;

Model A;

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (7)$$

Model B;

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (8)$$

ve Model C;

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (9)$$

řeklindeir. Buradaki  $\Delta$  birinci farkı,  $\varepsilon_t$  beyaz grlt hata teriminin varyansı,  $[\varepsilon_t \square iid(0, \sigma^2)]$  ve  $t=1, \dots, T$  zaman endeksini gstermektedir.<sup>10</sup>  $\Delta y_{t-i}$  ifadesi hata terimindeki otokorelasyonu ortadan kaldırmak amacıyla modele eklenmiřtir. Sabit terime ait kukla deđiřken olan  $DU_t$  dzeye deđiřmeleri, eđime ait deđiřimleri de  $DT_t$  ifade etmektedir.

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1 & t > T\lambda \\ 0 & \text{diđer} \end{cases} \quad (10)$$

ve

$$DT_t^*(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda & t > T\lambda \\ 0 & \text{diđer} \end{cases} \quad (11)$$

Kırılma tarihinin yařandığı her bir gzlemde boř hipotezin testi iin t istasitiđi minimumudur. Her  modelinde boř hipotezi birim kkn ve yapısal

<sup>9</sup> Zivot, Eric, Andrews Donald, (1992) "Further Evidence On The Great Crash, The Oil-Price Shock, And The Unit-Root Hypothesis", **Journal Of Business And Economic Statistics**, Vol. 10(3), pp:253.

Glynn, John, Perera, Nelson ve Verma, Reetu, (2007), "Unit Root Tests and...", a.g.m., pp:67-68

<sup>10</sup> Narayan, Paresh ve Smyth, Russel, (2005), "Electricity Consumption, Employment And Real Income in Australia Evidence From Multivariate Granger Causality Tests", **Energy Policy**, Vol:33, pp. 1109-1116.

Waheed, Muhammed, Tasneem, Alam ve Ghauri, Saghir, (2007), "Structural Breaks And Unit Root: Evidence From Pakistani Macroeconomics Time Series", **Munich Personal Repec Archive**, No:1797, pp:6-7

kırılmanın olduđu üzerine kuruludur.<sup>11</sup> Alternatif hipotezler durađanlıđı ifade etmektedir.

Zivot-Andrews'un (1992) kritik deđerleri Perron'dan (1989) farklıdır. Zivot and Andrews (1992) testlerinde asimptotik kritik deđerleri bulur; fakat küçük rneklem hacminde güvenilir deđildir. İki modelin her biri boş hipotezinin altında bir kırılma ile birim kke sahiptir. Kukla deđiřkenler sıfır hipotezinin altında regresyonla birleřtirilir. Alternatif hipotez durađan srete kırılma trendidir. Test sonucunda bulunan t istatistiđinin mutlak deđeri Zivot-Andrews'un (1992) elde ettiđi kritik deđerlerden kkse birim kk srecini ifade eden boş hipotez kabul edilir. Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kk testlerinin iki dezavantajı vardır. İlk olarak Perron (1989) tarafından dile getirilen boyut bozukluklarından kaynaklı test sonularının boş hipotezi red etmeme eđiliminde olmasıdır. Kırılma tarihine gre testin gc ile seride bulunan bilgi arasında bir takas mevcuttur. Kırılma tarihini bulmak amacıyla ilgili gzleme kukla deđiřken koyması bilgi kaybına yol amaktadır. İkincisi ise tm seri boyunca iktisadi aıdan iki veya  farklı rejim, krizi yapısal dnřmler olsa bile seriyi tek kırılma bulmaya zorlamasıdır. Literatrde genellikle Model A ve Model C kullanıldıđı iin trend fonksiyonunun eđiminde sadece bir defalık deđiřime izin veren Model B sonularına yer verilmemiřtir.

**Tablo 3: Zivot-Andrews (1992) Birim Kk Testi Sonuları (Dzeyde ve eđimde kırılma)**

Deđiřkenler	Model A		Model C	
	Min T-stat	Kırılma	Min T-stat	Kırılma
(T-G)	-3.5933	2000:Q3 (8)*	-3.2781	1988:Q3 (8)*
		[2.8703]**		[-0.4563]**
NX	-3.8664	1990:Q3 (8)*	-3.6945	1995:Q3 (8)*
		[-2.2141]**		[1.9564]**

**Not:** Trim deđeri 0.1 alınmıřtır. \*Parantez iindeki deđerler Akaike Bilgi Kriteri tarafından seilen gecikme sayısını gstermektedir.\*\*Modeller iin Zivot ve Andrews (1992)'den alınan kritik deđerler Model A'da %1 ve %5 anlam seviyeleri iin sırasıyla -5.34 ve -4.80, Model C'de %1 ve %5 anlam seviyeleri iin sırasıyla -5.57 ve -5.08'dir.

Zivot-Andrews birim kk testi sonularına gre hkmetin tketim harcamaları deđiřkeni zerinde zerinde Asya ve Rusya krizlerin, dıř aık deđiřkeni zerinde ise Kasım 2000 krizinin etkisi olduđu anlařılmaktadır. Nitekim 2000:Q3 ve 1988:Q3'de hkmetin tketim harcamaları deđiřkeni serisinde dzeyde ve eđimde kırılma olduđu tespit edilmiřtir. Dıř aık serisinde

<sup>11</sup> Glynn, John, Perera, Nelson ve Verma, Reetu, (2007), "Unit Root Tests and...", a.g.m., pp:68-70



ise 1990:Q3 dnemi iin dzeyde ve 1995:Q3 dnemi iin de eėimde kırılma tespit edilmiřtir.

#### 4.2.2. Lee-Strazicich (2003,2004) İki Kırılmalı Minimum LM Birim Kk Testi

Birim kk testleri iersinde yer alan Lumsdaine-Papell (1999) ve Lee-Strazicich (2003,2004) testlerinde yapısal kırılma ift-isel olarak belirlenir. Lee-Strazicich (2003,2004) testinin alternatif hipotezi trend duraėanlıėı ierir. Boř hipotezinde ise yapısal kırılmanın olduėunu ifade eder. Belirlenen yapısal kırılma sabitte (Model AA), sabit ve trendde (Model CC) ift kırılmaya olanak saėlar.<sup>12</sup> Test sreci Zivot-Andrews (1992) baz alınarak Lagrange arpanı (LM) istatistiėinin kullanılması ile oluřturulur.  $T_B$  kırılma tarihi,  $Z_t$  dıřsal deėiřkenler vektr ve kalıntılar  $\epsilon \sim iid(0, \sigma^2)$  daėılmak üzere;

$$y_t = \delta Z_t + e_t \quad \text{ve} \quad e_t = \beta e_{t-1} + \epsilon_t \quad (12)$$

$Z_t = [1, t, D_t, DT_t]'$  ise dzey deėerinde ift kırılma iin Model AA'da  $D_{jt}$  iin  $t \geq T_{Bj}$  iken 1, diėer durumlarda 0 deėerini alır.

$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$  ise Model CC'de  $DT_{jt}$  iin  $t \geq T_{Bj} + 1$  iken 1, diėer durumlarda 0 deėerini alır. Boř hipotez altında yapısal kırılmaları ( $\beta = 1$ ), alternatif hipotez ise  $\beta < 1$  řeklinde ifade edilir.  $\tilde{S}_{t-1} = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{S}_{t-1}$  ve  $\tilde{\delta}; \Delta y_t$ 'nin  $\Delta z_t$  üzerine regrese edilmesinden bulunan katsayılar ve  $\tilde{\psi}_x = y_1 - z_1 \delta$  ise Lagrange arpanına dayanan test istatistiėi;

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (13)$$

řeklinde elde edilir. T tane gzlem sayısı iin  $T_{Bj}$  kırılma noktası olmak üzere  $\lambda_j = T / TB_{jt}$  ise kırılma tarihinin bulunması iin  $\tilde{\tau}$  istatistiėinin

minimum olduėu nokta ( $\lambda$ ) seilir.<sup>13</sup>

<sup>12</sup> Temurlenk, Sinan ve Oltulular, Sabiha, (2007), ‘‘Trkiye'nin Temel Makro Ekonomik Deėiřkenlerinin Btnleřme Dereceleri zerine Bir Arařtırma’’, İnn niversitesi Ekonometri ve İstatistik Kongresi, ss:4

<sup>13</sup> Moccero, Diego ve Winograd, Carlos, (2006), ‘‘ Real Exchange Rate Volatility And Exports: Argentina Perspectives’’, **Economic Policy Review, Federal Reserve Bank Of New York**, Vol. 2, October, pp:14-15

**Tablo 4:** Lee-Strazicich (2003, 2004) ift-İsel Kırılma Testi Sonuları

Deęiřkenle r	Model AA			Model CC		
	Min. t stat.	Kırılma 1	Kırılma 2	Min. t stat	Kırılma 1	Kırılma 2
(T-G)	-3.4224	1986:Q1 (8)* [-3.7894]**	1992:Q4 (8)* [0.0278]**	-4.3114	1988:Q3 (7)* [-3.9238]**	1993:Q4 (7)* [4.1236]**
NX	-3.9203	1991:Q4 (8)* [-2.7141]**	1994:Q3 (8)* [2.0000]**	-4.5953	1987:Q3 (8)* [-4.0598]**	1995:Q4 (8)* [4.3540]**

**Not:** Trim deęeri 0.1 alınmıřtır.\* Parantez iindeki deęerler Akaike Bilgi Kriteri tarafından seilen gecikme sayısını gstermektedir.\*\* Kiritk deęerler Lee-Strazicich (2003) Model AA iin %1 ve %5 iin kritik deęerler sırasıyla -4.54 ve -3.842, Model CC iin kritik deęerler %1 ve %5 iin sırasıyla -5.82 ve -5.74'tür.

Lee-Strazicich iki kırılmalı minimum LM (Lagrange Multiplier) birim kk testi sonularına gre Model AA baz alındığında hkmetin tketim harcamaları serisinde 1986:Q1 ve 1992:Q4 dnemleri ve Model CC'de ise 1988:Q3 ve 1993:Q4 iin, dıř aık serisinde ise Model AA'da %1 anlam seviyesinde 1991:Q4 ve 1994:Q3, Model CC'de 1987:Q3 ve 1995:Q4 dnemlerinde kırılma yapısal kırılma yařandığı tespit edilmiřtir. Ticaret aığı serisi ise 1994:Q4 ve 2004:Q4 dnemlerinde anlamlı kırılma gstermiřtir. Trkiye ekonomisinde 1986-1993 dnemi i talep geniřlemesine dayalı byme stratejisinin srdę, bymenin istikrara tercih edildiđi bir dnem olmuřtur. Bu dnemde poplist eęilimler daha belirgin biimde sergilenmiř, istikrar hedefinden uzaklařılmıřtır. rneđin cret ve maařlar ve tarımsal destekleme fiyatları nceki dneme kıyasla daha yksek oranlarda arttırılmıřtır. Kamu kesimi gelirleri sađlıklı biimde arttırılamamasına karřılık devlette israf ve savurganlık boyutunda kamu harcamaları arttırmıřtır. 2008-2008 dneminde Trkiye ekonomisinde dıř ticaret aığından kaynaklanan cari aık ve dıř borlarda artıř meydana gelmiřtir. Cari aığın artmasında enerji fiyatlarındaki artıřın da etkisi byk olmuřtur.<sup>14</sup>

#### 4.2.3. Kejriwal (2008) ve Kejriwal-Perron (2009) Yapısal Kırılmalı Eřbtnleřme Analizi

Ng-Perron (1996), Bai-Perron (1998), Ziwot-Andrews (1992), Lumsdaine-Papel (1999), Lee-Strazicich (2003,2004) yapısal kırılmayı dikkate alan testler dođrusal regresyon modellerinde her bir testin niteliđine gre zaman serilerinde olası muhtemel yapısal deęiřmeleri test etmeye alıřmıřlardır. Uzun bir sreci kapsayan serilerde bir veya iki tane yapısal kırılmanın bulunması, serilerin iktisadi aıdan yorumlanmasında yetersiz kalmıřtır. Kaldı ki seriyi bir veya iki tane kırılma bulmaya zorlamaktadır. Bu nedenle Kejriwal (2008),

<sup>14</sup> řahin, Hseyin (2009). **Trkiye Ekonomisi**, 10.B., Ezgi Kitabevi, Bursa., ss:212

Kejriwal-Perron (2009) dođrusal eřbütünleřik sistemlerde yeterli sayıda yapısal deđiřimin varlıđını ortaya koymak amacıyla alternatif özömlere yönelmiřlerdir. Kejriwal-Perron (2009) m tane oklu yapısal kırılmanın olduđu dođrusal modeldeki yapısal deđiřmeleri genel bir ifadeyle (m+1 rejim için);

$$y_t = c_j + z'_{ft} \delta_f + z'_{bt} \delta_{bj} + x'_{ft} \beta_f + x'_{bt} \beta_{bt} + u_t \quad (14)$$

( $t=T_{j-1}+1, \dots, T_j$ ) için regresyonda T örneklem büyüklüđü olmak üzere,  $j=1, \dots, m+1$  için  $T_0=0$  ve  $T_{m+1}=T$  olarak tahmin etmiřlerdir. Modelde yer

alan skaler  $y_t$  deđiřkeni birinci farkında durađan [I(1)],  $x_{ft}$  ( $q_f \times 1$ ) ve  $z_{bt}$  ( $p_b \times 1$ ) vektörleri de birinci farkında durađan [I(1)] serileri ifade etmektedir.  $T_1, T_2$

,...  $T_m$  olarak ele alınan kırılma tarihleri ise bilinmemektedir. Genel regresyonda yer alan kısmi yapısal deđiřme modelini analiz kapsamında ele alınan ticaret aıđı ve hükümetin tüketim harcamaları serileri birinci farkında durađan olduđu için ( $p_f = p_b = q_f = 0$ ) eđim ve sabitte oluřan kırılmalar;

$$y_t = c_j + z'_{bt} \delta_{bj} + u_t \quad \text{ve} \quad (t=T_{j-1}+1, \dots, T_j) \quad (15)$$

olarak ifade edilmektedir. Kesin dıřsallık varsayımının yeterince katı olması ve deđiřkenlerde içsellik sorunu oklu kırılmanın test edilmesinde kullanılan test istatistiklerinde güçlü (robust) sonuçlar verilmesini engellemektedir. Kejriwal-Perron (2008, 2009) birinci farkında durađan serilerde oluřabilecek içsellik sorununa karşı Saikkonen (1991) ve Stock-Watson (1993) tarafından önerilen dinamik en küçük kareler (DOLS) yöntemini kullanmıřtır. Buna göre;

$$y_t = c_j + z'_{bt} \delta_{bj} + \sum_{j=-l_t}^{l_t} \Delta z'_{bt-j} \Pi_{bj} + u_t^* \quad (16)$$

eđer  $T_{i-1} < t \leq T_i$  ise k tane kırılma için  $i=1,2,..k+1$  ve  $T_0=0$  ve

$T_{m+1}=T$  'dir. Hansen (1992) boş hipotezde eřbütünleřik serilerde deđiřmenin olmadığı fakat regrese edilen bütün katsayılarda deđiřmeye izin veren sup ve mean LM testlerini önermiřtir. Kejriwal-Perron (2008:10, 2009:14) ise LM testlerinin sonlu örneklemlerde güçlerinin (power) düşük olmasından dolayı farklı derecelerde durađan eřbütünleřik seriler için Bai-Perron (1998) tarafından önerilen tutarlı kırılma tarihlerinin elde edilmesine olanak sađlayan ardışık süreçleri (sequential procedure) kullanmıřtır. Bu bağlamda oklu yapısal kırılma için 3 tip test istatistiđi kullanmıřlardır. İlk olarak boş hipotezi yapısal kırılmanın olmamasını ( $m=0$ ), alternatif hipotezi sabit sayıda kırılmanın olmasına ( $m=k$ ) test eden supWald testi;

$$\sup F_T^*(k) = \sup_{\lambda \in \Lambda \mathcal{E}} \frac{SSR_0 - SSR_k}{\hat{\sigma}^2} \quad (17)$$

ve

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{j=1}^{T-1} \omega(j/\hat{h}) \sum_{t=j+1}^T \tilde{u}_t \tilde{u}_{t-j} \quad (18)$$

testinde yer alan  $SSR_0$ ; kırılmanın olmadığı boş hipotezden elde edilen kalıntı kareler toplamını,  $SSR_k$ ; k tane kırılmanın olduğu alternatif hipotez altında elde edilen kalıntı kareler toplamını,  $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_m)$  ise her bir  $\lambda = T_i \setminus T$  için  $i=1,2,\dots,m$ ,  $T_i$  adet kırılmayı veren vektörü ifade etmektedir.<sup>15</sup> İkinci olarak yine boş hipotezi yapısal kırılmanın olmadığı ( $m=0$ ), alternatif hipotezin  $1 \leq m \leq M$  aralığında bilinmeyen kırılma sayısını test eden ;

$$UD \max F_T^*(M) = \max_{1 \leq k \leq m} F_T^*(k) \quad (19)$$

M kırılma sayısının üst sınırını temsil etmektedir. Son aşamada ise boş hipotezin k tane kırılma olduğu, alternatif hipotezin k+1 tane kırılma olduğunu test eden;

$$SEQ_T(k+1|k) = \max_{1 \leq k \leq m} \sup_{\tau \in \Lambda_{j\varepsilon}} T \{SSR_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_k)\} - \{SSR_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{j-1}, \tau, \hat{T}_j, \dots, \hat{T}_k)\} / SSR_{k+1} \quad (20)$$

‘de yer alan  $\Lambda_{j,\varepsilon} = \{\tau : \hat{T}_{j-1} + (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\varepsilon \leq \tau \leq \hat{T}_j - (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\varepsilon\}$  modeli Bai-Perron (1998)’e uygun olarak k tane kırılmayı kalıntı kareler toplamının global minimizasyonu ile elde etmektedir. Kejriwal-Perron (2008 ve 2009) yapısal deęişmeleri sahte regresyon sorununa karşı powerlarının düşük olmasını engellemiřtir. Bunun anlamı regresyonlardan biri sahte olduğunda, testler duraęanlığın boş olduğunu reddedeceklerdir.<sup>16</sup> Uzun dönemli eşbütünleşik ilişkilerde katsayılarda yapısal kırılmalara eşbütünleşmenin olup olmamasına duyarlılık kazandırmıřtır.<sup>17</sup> Bununla birlikte Kejriwal (2008) ardışık süreçte bilgi kriteri olarak Akaike Bilgi Kriteri yerine Yao (1988) tarafından önerilen Bayesian Bilgi Kriterini kullanmıřtır;

$$BIC(m) = \ln \hat{\sigma}^2(m) + p^* \ln(T)/T \quad (21)$$

<sup>15</sup> Kejriwal, Mohitosh ve Perron, Pierre, (2008) ”The Limit Distribution Of The Estimates in Cointegrated Regression Models With Multiple Structural Changes”, **Journal of Econometrics**, 146, pp:10-11

<sup>16</sup> Esteve, Vicente, Ibanez, Manuel ve Prats, Maria, (2010) “ The Spanish Term Structure Of Interest Rates Revisited:Cointegration With Multiple Structural Breaks,1974-2010”, **Economia Aplicada II**, Working Paper Series, WPS-2010-01, pp:5

<sup>17</sup> Esteve, Vicente, Ibanez, Manuel ve Prats, Maria, (2010), “ The Spanish Term Structure...”, a.g.m., pp:7

$$\text{eřitlięinde } P^* = (m+1)q + m + p \text{ ve } \hat{\sigma}^2(m) = T^{-1}S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$$

olarak ifade edilmiřtir.  $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$  tahmin edilen kırılma tarihlerini,  $S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$  ise m tane kırılma altında yer alan kata terimleri kareler toplamıdır. Ayrıca q deęiřmeye izin verilen katsayıların sayısını, p ise sabit tutulan katsayıların sayısını vermektedir.

Kejriwal (2008) boş hipotezde eřbütünleřme yer almak üzere oklu yapısal kırılmaları bulmak iin Arai-Kurozumi (2007) tarafından geliřtirilen Langrange arpanı (LM) testini kullanmıřlardır. Arai-Kurozumi (2007) dzeyde (Model 1), trendde (Model 2) ve rejimde (Model 3) deęiřmeyi ele almak

amacıyla tek kırılmayı dikkate alan  $\hat{V}_1(\hat{\lambda})$  iin LM testi;

$$\hat{V}_1(\hat{\lambda}) = (T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t(\hat{\lambda})^2) / \hat{\Omega}_{11} \quad (22)$$

‘de  $\hat{\Omega}_{11}$  ( Bai-Perron (2003) tarafından geliřtirilen dinamik algoritma kullanılarak )  $\hat{\lambda} = (\hat{T}_1/T, \dots, \hat{T}_k/T)$  kırılma tarihleri olmak üzere genel

modelde yer alan  $u_t^*$ ’ın uzun dnem varyans matrisidir. Bylece Kejriwal (2008: 14) boş hipotezinde eřbütünleřme iliřkisini ele alarak k tane kırılma iin  $\hat{V}_k(\hat{\lambda})$  oklu yapısal deęiřmeleri bulmuřtur.

**Tablo 5:** Yapısal Kırılmalar Arasında Eřbütünleřik Regresyon İeren Kejriwal-Perron (2009) Testi

Spesifikasyonlar			
$y_t = \{\text{Ticaret Aıęı}\}, z_t = \{1, \text{Hkmet Harcamaları}\}, q=2, p=0, h=16, M=5$			
Test sonuları			
2000Q1			
$c_1$	$\delta_1$	$c_2$	$\delta_2$
-2.056 [1.518]	1.224 [0.134]	-12.960 [2.132]	1.011 [0.082]
$R^2 = 0.890$		$R^2 = 0.909$	

Not: LWZ kriterine gre seilen kırılma sayısı 1'tir.  $y_t$  bağımlı deęiřkeni,  $z_t$  bağımsız deęiřkeni, q birinci farkında duraęan [I(1)] olan seri sayısını, p dzeye de duraęan [I(0)] olan seri sayısını, h her bir rejimde minimum gzlem sayısını, M ise maksimum kırılma sayısını gstermektedir. Křeli parantez iindeki deęerler standart hataları gstermektedir.

Test sonuları analize dahil edilen dnem ierisinde sadece 2000 yılının birinci eyreğinde kırılmanın var olduęunu gstermektedir. Yapısal kırılmalar altında eřbtnleřik regresyonlar elde eden Kejriwal-Perron (2009) test sonularına gre 1982:Q1-2000:Q1 dneminde hkmetin tketim harcamalarındaki her %1'lik artıř ticaret aıęını %1,224 artırmaktadır. 2000Q1-2010:Q3 dneminde ise bu iliřki nispeten zayıflamıř ve hkmetin ticaret harcamalarındaki her %1'lik artıř ticaret aıęını %1,011 artırmıřtır. Her iki dneme ait belirlilik katsayıları ise yksek ıkmıřtır. Bu durumda vergi gelirinde herhangi bir ykselme veya zel tasarruflarda artıř olmadan hkmet harcamalarındaki bir artıř ticaret aıęlarını negatif etkileyecektir. Bu denklikten hareketle hkmet harcamalarından kaynaklanan bte aıęları ekonominin ticaret aıęlarını artıracaktır.

## 5. SONU

Literatrde ok sayıda arařtırmacı kamu harcamaları ile dıř ticaret aıęları (veya cari iřlemler aıęı) arasındaki iliřkiyi analiz etmiřler ve iliřkinin varlıęı ve nedensellięin ynn belirlemeye alıřmıřlardır. Bu alıřmada da Trkiye'de 1982:Q1 ve 2010:Q3 yılları arasında hkmetin tketim harcamalarının ticaret aıęları zerindeki etkisi analiz edilmiřtir. Bu amala Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS, 1992), Zivot-Andrews (1992) ve Lee-Strazicich (2003, 2004) birim kk testleri ile Kejriwal-Perron (2009) oklu yapısal kırılmaları dikkate alan eřbtnleřme testi uygulanmıřtır. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS, 1992) birim kk testinde deęiřkenlerin dzey deęerlerinde duraęanlık kořulu saęlamamıřtır. Tek ve isel yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews (1992) birim kk testinde ise hkmetin tketim harcamaları deęiřkeninde Model A iin 2000:Q3, Model C iin 1988:Q3, ticaret aıęı deęiřkeninde ise Model A'da 1990:Q3 ve Model C'de 1995:Q3 tarihleri yapısal kırılmanın olduęu bulgusuna rastlanmıřtır. ift ve isel yapısal kırılmaları dikkate alan Lee-strazicich (2003, 2004) tarafından geliřtirilen birim kk testi sonularına gre hkmetin tketim harcamalarında Model AA iin 1986:Q1 ve 1992:Q4, Model CC iin 1988:Q3 ve 1993:Q4 tarihlerinde, ticaret aıęı deęiřkeni iin Model AA'da %1 anlam seviyesinde 1991:Q4 ve 1994:Q3, Model CC'de 1987:Q3 ve 1995:Q4 tarihlerinde yapısal kırılma yařanmıřtır. Kejriwal ve Perron (2009) tarafından geliřtirilen oklu yapısal kırılmalı eřbtnleřme testinde ise 2000 yılının ilk eyreğinde kırılmaya rastlanmıř ve bu tarihe gre uzun dnem iliřkiler elde edilmiřtir. Bulgular hkmet harcamalarının Trkiye'nin dıř ticaret aıęları zerindeki etkisinin byk olduęunu gstermektedir. Yani hkmetin tketim harcamalarını azaltabilecek politikaların dıř ticaret aıęlarının azalmasına da katkı yapabileceęi grřn desteklemektedir. Sonular zellikle ABD ekonomisi iin yapılan analizler ile tutarlılık gsterirken, maliye politikalarının lkenin demeler bilanosu

üzerinde önemli bir etkisinin olduğunu savunan iktisatçıların görüşlerini destekler niteliktedir. Bu sonucun politika çıkarımı ise, hükümetin tüketim harcamalarının azaltılmasının dış ticaret açıklarının azalmasına neden olacağıdır.

#### KAYNAKÇA

- Ahmad, Shaghil. (1987) “Government Spending, The Balance Of Trade And The Terms Of Trade In British History”, **Journal Of Monetary Economics**, 20, 195-220.
- Alkswani, Alkhatip, (2000) “The Twin Deficit Phenomenon In Petroleum Economy: Evidence From Saudi Arabia”, Seventh **Annual Conference, Economic Research Forum**, Amman.
- Arai, Youchi Ve Kurozoumi, Eiji , (2007) ”Testing For The Null Hypothesis Of Cointegration With A Structural Break”, **Econometric Reviews**, 26, 705-739.
- Bai, Jushan Ve Perron, Pierre, (1998) "Computation And Analysis Of Multiple Structural-Change Models", Cahiers De Recherche 9807, **Universite De Montreal, Departement De Sciences Economiques**.
- Bai, Jushan Ve Perron, Pierre, (2003), “Computation And Analysis Of Multiple Structural Change Models”, **Journal Of Applied Econometrics**, Vol:18, 1–22.
- Cavallo, Michele, (2005) “Government Consumption Expenditures And The Current Account”, **Federal Reserve Bank Of San Fransisco, Working Paper**, No. 2005-03.
- Chowdhury, Khorshed Ve Saleh, Ali Salman, (2007) “Testing The Keynesian Proposition Of Twin Deficits In The Presence Of Trade Liberalisation: Evidence From Sri Lanka”, **University Of Wollongong Economics Working Paper Series**, No. Wp 07-09.
- Darrat, Ahmed, (1988) “On Fiscal Policy And The Stock Market”, **Journal Of Money, Credit, And Banking**, 20, 353-362.
- Delong, Brad, (2004) John Taylor Blasts Off For The Gamma Quadrant, **In Brad De-Long’s Semi-Daily Journal: A Weblog**. İndirilme Adresi [Http://Www.J-Bradforddelong.Net/Movable Type/2004-2Archives/000519.Html](http://www.J-Bradforddelong.Net/MovableType/2004-2Archives/000519.Html). (Tarih: 15.01.2011).
- Ergec, Christopher, Guerrieri, Luca Ve Gust, Christopher, (2005) “Expansionary Fiscal Shocks And The Trade Deficit”, **International Finance Discussion Papers**, No. 825.
- Esteve, Vicente, Ibanez, Manuel Ve Prats, Maria, (2010) “ The Spanish Term Structure Of Interest Rates Revisited:Cointegration With Multiple Structural Breaks,1974-2010”, **Economia Aplicada Ii, Working Paper Series**, Wps-2010-01, 1-23.
- Glynn, John, Perera, Nelson Ve Verma, Reetu, (2007), “ Unit Root Tests And Structural Breaks: A Survey With Applications”, **Revista De Metodos Quantitativos Para La Economica Empresa**, July 2007, No:Se-2927-06, 63-80

- Hansen, Bruce, (1992) “Test For Parameter Instability In Regressions With I(1) Processes”, **Journal Of Business And Economic Statistics**, 10, 321-335.
- Harne, Olivier, Doarau, Jean-Franois, (2007), “Further Evidence On Mean Reversion In The Australian Exchange Rate”, **Bulletin Of Economic Research**, 59:4, 0307-3378
- Hye, Muhammed Ve Ali, Asghar, (2010) “Relationship Between Budget Deficit And Trade Deficit: A Case Study Of Pakistan Economy”, **The Uip Journal Of Monetary Economics**, 9(1), 7-13.
- Kejriwal, Mohitosh, (2008) ”Cointegration With Structural Breaks: An Application To The Feldstein-Horioka Puzzle”, **Studies In Nonlinear Dynamics & Econometrics**, 12(1), 1-37.
- Kejriwal, Mohitosh Ve Perron, Pierre, (2008) ”The Limit Distribution Of The Estimates In Cointegrated Regression Models With Multiple Structural Changes”, **Journal Of Econometrics**, 146, 59-73.
- Kejriwal, Mohitosh Ve Perron, Pierre, (2009) “Testing For Multiple Structural Changes In Cointegrated Regression Models”, **Purdue University Economics Working Papers**, No. 1216.
- Kwaitkowski, Denis, Phillips, Peter, Schmidt, Peter, Shin, Youngcheol, (1992). “Testing The Null Hypothesis Of Stationarity Against The Alternative Of A Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have A Unit Root?”, **Journal Of Econometrics**, 54: 159–178.
- Labonte, Marc Ve Makinen, Gail, (2004) **Monetary Policy And Price Stability**. Nove Science Publishers, Inc., New York.
- Lane, Philip Ve Perotti, Roberto, (1998) “The Importance Of Composition Of Fiscal Policy: Evidence From Different Exchange Rate Regimes”, **Journal Of Public Economics**, 87, 2253-2279.
- Lee, Junsoo Ve Strazicich, Mark, (2003) “Minimum Lm Unit Root Test With Two Structural Breaks”, **Review Of Economics And Statistics**, 1082-1089.
- Lee, Junsoo Ve Strazicich, (2004) “Minimum Lm Unit Root Test With One Structural Breaks”, **Apalachian State University Working Papers**, No: 04-17.
- Lumsdaine, Robin Ve Papell, David, (1999) “Two Structural Breaks And The Unit Root Hypothesis: New Evidence About Unemployment In Australia”, **Working Paper Series Victoria Univ. Applied Economy Working Paper**, No. 3/00.
- Mackinnon, James, (1996), ‘Numerical Distribution Functions For Unit Root And Cointegration Tests’, **Journal Of Applied Econometrics**, Vol:11, 601–618.
- Moccero, Diego Ve Winograd, Carlos, (2006), “ Real Exchange Rate Volatility And Exports: Argentina Perspectives”, **Economic Policy Review**, Federal Reserve Bank Of New York, Vol. 2, October.
- Monacelli, Tommaso Ve Perotti, Roberto, (2006) “Fiscal Policy, The Trade Balance, And The Real Exchange Rate: Implications For International Risk Sharing”, **Cepr Working Paper**, No. 1662.
- Müller, Gernot, (2004) “Understanding The Dynamic Effects Of Government Spending On Foreign Trade”, **Mimeo, European University Institute**.



- Narayan, Paresh Ve Smyth, Russel, (2005), “Electricity Consumption, Employment And Real Income In Australia Evidence From Multivariate Granger Causality Tests”, **Energy Policy**, Vol:33 , 1109-1116.
- Ng, Serena Ve Perron, Pierre, (1996) “ Useful Modifications To Some Unit Root Tests With Dependent Errors And Their Local Asymptotic Properties”, **Review Of Economic Studies**, 63(3), Pp. 435-463.
- Normandin, Michel, (1999) “Budget Deficit Persistence And The Twin Deficits Hypothesis”, **Journal Of International Economics**, 49, 171-193.
- Perron, Pierre, (1997), “ The Great Crash, The Oil Price Shock And The Unit Root Hypothesis” , **Econometrica**, Vol:57
- Perron, Pierre, (1997), “Further Evidence On Breaking Trend Functions In Macroeconomic Variables, **Journal Of Econometrics**, Vol:80 (2), 385.
- Roubini Nouriel, (1988) “Current Account And Budget Deficits In An Intertemporal Model Of Consumption And Taxation Smoothing. A Solution To The Feldstein-Horioka Puzzle”, **Nber Working Paper**, No. 2773.
- Saikkonen, Pentti, (1991) ”Asymptotically Efficient Estimation Of Cointegration Regressions”, **Econometric Theory**, 7, 1-21.
- Saleh, Ali Ve Harvie, Charles, (2005) “An Analysis Of Public Sector Deficits And Debt In Lebanon: 1970-2000”, **The Middle East Review Of International Affairs**, 9(4), 106-136.
- Stock, James Ve Watson, Mark, (1993) “A Simple Estimator Of Cointegrating Vectors In Higher Order Integrated Systems”, **Econometrica**, 61, 783-820.
- Syczewska, Eva, (2010), “Empirical Power Of The Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test”, **Warsaw School Of Economics Institute Of Econometrics, Department Of Applied Econometrics Working Papers**, No:3-10, 1-27
- řahin, Hüseyin (2009). Türkiye Ekonomisi, 10.B., Ezgi Kitabevi, Bursa.
- Taylor, Alan Ve Taylor, Mark, (2004) “The Purchasing Power Parity Debate”, **Journal Of Economics Perspective**, 18(4), 135-158.
- Temurlenk, Sinan Ve Oltulular, Sabiha, (2007), “Türkiye’nin Temel Makro Ekonomik Deęişkenlerinin Bütünleşme Dereceleri Üzerine Bir Arařtırma” ,**İnönü Üniversitesi Ekonometri Ve İstatistik Kongresi**.
- Vamvoukas, George, (1997) “Have Large Budget Deficits Caused Increasing Trade Deficits? Evidence From A Developing Country”, **Atlantic Economic Journal**, 25(1), 80-90.
- Waheed, Muhammed, Tasneem, Alam Ve Ghauri, Saghir, (2007), “ Structural Breaks And Unit Root:Evidence From Pakistani Macroeconomics Time Series”, **Munich Personal Repec Archive**, No:1797, 1-20
- Yao, Dennis, (1988) “Strategic Responses To Automobile Emissions Control: A Game-Theoretic Analysis”, **Journal Of Environmental Economics And Management**, 15, 419-438.
- Yi, Kei-Mu, (1993) “Can Government Purchases Explain The Recent U.S. Net Export Deficits”, **Journal Of International Economics**, 35, 201-225.
- Zivot, Eric, Andrews Donald, (1992) “Further Evidence On The Great Grash, The Oil-Price Shock, And The Unit-Root Hypothesis”, **Journal Of Business And Economic Statistics**, Vol. 10(3), 251-270.