



Politik İstikrarsızlık - Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği (1987–2006)

Selim ANLISOY¹

Recep KÖK²

Özet

Ekonomi ve politika sürekli olarak karşılıklı bir etkileşim içerisinde. Özellikle ekonomik değişkenlerle demokratikleşme arasında ilişki hakkında kesin bir yargıya varılamaması, politik istikrarsızlık ile ekonomik değişkenler arasında ortaya çıkan ilişkilerin incelenmesinin gerekliliğini ortaya koymaktadır. Son dönemdeki çalışmalar salt demokratikleşme değişkenleri yerine daha geniş kapsayan politik istikrar ya da politik istikrarsızlık değişkenleri kullanılmaktadır. Bu çalışmanın temel amacı; Türkiye koşullarında oldukça sık kullanılan politik istikrarsızlık ile ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini incelemektir. Burada değişkenlerin analizi bağlamında (veri zaman serisi) tek denklemlilik bir model kurulmakta, bu model çerçevesinde temel değişkenlerden ve kontrol değişkenlerinden yararlanılarak analizler yapılmaktadır. Bu araştırmamızın bulgularına göre politik istikrarsızlıkla ekonomik büyüme arasındaki ters yönlü ilişki, literatürle uyumlu olarak Türkiye açısından da doğrulanmakta ve çalışmada bu referansla çeşitli bazı politika önerilerinde bulunmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Politik istikrarsızlık, Ekonomik Büyüme, Etkileşim

Relationship Between Political Instability and Economic Growth: The Case Of Turkey (1987-2006)

Abstract

Economy and policy are always in mutual interaction. Especially the fact that sharp judgement between economical variables and democratization cannot be put forward shows that the relationship between political instability and economical variables should be analysed. In recent studies political stability or instability variables including more comprehensive variables instead of democratization variables have been used. The main aim of this study is to analyse the effects of political instability often experienced in Turkey's conditions on economic growth. Here in terms of the analysis of variables (data time series) a model with single equation was established and within the framework of this model some analyses were carried out with the help of main and control variables. To the findings, in accordance with the literature, it is verified that

¹ DEÜ İktisat Bölümü, selim.sanlisoy@deu.edu.tr

² DEÜ İktisat Bölümü, recep.kok@deu.edu.tr

there is a reverse relationship between political instability and economic growth in Turkey and in the light of the findings, some policy suggestions are also made.

Keywords: *Political Instability, Economic Growth, Cointegration*

JEL Sınıflaması: *E6, H1, O4*

1. Giri

Ölkeler arasındaki makro ekonomik performans farklılıklarına yönelik sorulara yanıt aray ları, 1990'lı yılların ba ından itibaren gerek büyüme gerekse politik iktisat alanında da bu sorulara yanıt aray larını ortaya çıkarmı tır. Modellere kurumsal ve politik de i kenler dahil edilmeye ba lanmı tır. Politik faktörlerin ölkeler arasındaki geli mi lik farklılıkları üzerindeki etkisini açıklamaya çalı an modellerde genellikle büyüme ele alınmı , açıklayıcı de i ken olarak da demokrasi kullanılmı tır. Bunun en önemli nedenlerinden biri ekonomik geli mede güçlü kurumların etkili oldu unun dü ünölmesi ve güçlü kurumların da demokrasi ile özde olarak görölmesidir. Geli mi ölkelerde demokratik rejimlerin olmasına kar ın geli mekte olan ölkelerde demokrasi dı ı rejimlerin varlı ı, politik rejim tipinin büyümeyle etkileyen en önemli unsurlardan biri olarak dü ünölmesini beraberinde getirmi tir. Ancak demokrasi ölçütlerinin büyümeyle etkileyen tek de i ken olarak tanımlandı ı ampirik çalı malarda kesin bir yargıya ula ılamaması, ekonomik büyümeyle etkileyen politik de i ken ya da de i kenlerin neler olabilece i konusunda aray ları ortaya çıkarmı tır (Telatar F., 2003:73-74). Politik istikrasızlı ın söz konusu modellere dahil edilmesi bu aray ların bir sonucudur.

Demokrasi ile ekonomik performans arasında gerek teorik gerekse ampirik olarak açık ve kesin bir ili kinin ortaya konamamı olması; politik rejim tipinden çok, mevcut rejimin istikrarının ön plana çıkması sonucunu do urmu tur. Ekonomik geli menin süreklili inin sa lanabilmesi, giri mcilerin gelecek öngörülerinin uzunlu u ile ilgilidir. Bunu sa layan temel unsur, ekonomik faaliyeti belirleyen ve kurumsal çerçeveyi olu turan politik verilerdeki istikrardır. Bir ekonomide politik istikrarın varlı ı, giri mcilerin gelece i tahmin edebilme yeteneklerinin geli mesini dolayısıyla da daha uzun vadeli ve kalıcı ekonomik faaliyetlere yönelmesini sa lamaktadır. Bu durumda ekonomik büyüme için politik istikrarın varlı ı zorunludur (nsel, 1991:19-20). Politik istikrar demokratik yönetimlerde sa lanabilece i gibi otokratik

ynetimlerde de sa lanabilir. Dolayısıyla politik istikrarsızlık da her iki ynetim tipinde de ortaya ıkabilir.

Trkiye’de 1987–2006 dneminin genel bir de erlendirilmesi yapıldı ında, politik alanda genelde bir istikrarsızlı ın bulundu u bilinmektedir. Ya anan istikrarsızlı ın kaynakları;

- Askeri mdahaleler,

• Ekonomi ynetimindeki ba arısızlıklar, yolsuzluklar, politikaya ve politikacılara duyulan gvensizlik semenleri srekli olarak bir arayı ierisine sokmu tur. Bunun sonucunda 1991–2002 dneminde bir yandan zayıf ve kendi iinde uyum sorunu ya ayan koalisyon hkmetleri iktidara gelirken di er yandan marjinal partiler iktidar orta ı olma fırsatı yakalamı lardır. 1980 ncesinde zellikle sa – sol ekleinde toplumda grlen kutupla ma, 1980 sonrasında laik - antilaik kutupla ması ekleinde ortaya ıkmı tır. Bu durum askeri mdahalelerin ana nedenini olu turmu tur.

• Kurulan hkmetlerin hi biri bir seim zamanını tam olarak dolduramamı , dnem ierisinde yapılan seimlerin tm erken seim olmu tur. Ayrıca hkmetlerin ya am sreleri olduka kısa olmu tur. Askeri hkmet dnemi dı arıda tutularak 1983–2007 dnemi incelendi inde, 15 hkmet (45. ve 59. Hkmetler dahil) kuruldu u, ortalama hkmet mrnn yakla ık 1 yıl 3 ay oldu u grlmektedir. Gerek bu durum gerekse yapılan seimlerin (milletvekilli i genel seimleri ve yerel seimler) sıklı ı, bir yandan ekonominin politik maniplasyonuna neden olurken di er yandan ya anan ekonomik sorunlara kalıcı czmler getirilmesini engelleme tir.

• Dnem ierisinde zellikle PKK terr rgtnn faaliyetleri olmak zere ya anan terr olayları, ran-Irak Sava ı, Irak’ın Kuveyt’i i gal etmesi ve Koalisyon Gleri’nin Irak’a mdahalesi di er nemli istikrarsızlık kaynaklarını olu turmu tur.

alı manın konusu, Trkiye’de politik istikrarsızlıkların sıklıkla ya andı ı dikkate alındı ında, ekonomik bymenin devamlılı ının sa lanması ve toplumsal refahın artırılması aısından byk nem ta ımaktadır. Bu ba lamda, alı mada politik istikrarsızlık-ekonomik byme ili kisinin Trkiye aısından ortaya konulması amalanmı tır. Bu ama do rultusunda, alı manın ikinci kısmında ncelikle politik istikrarsızlık kavramı aıklanmı , daha sonra politik istikrarsızlı ın ekonomik byme ile ili kisi ortaya konulmu tur. nc blmde ise Trkiye’de politik istikrarsızlıkla ekonomik byme arasındaki

İliki ekonometrik zaman serisi analiz yöntemleri ile modellenmiştir. Çalışmanın gerek kullanılan ekonometrik yöntemler ve kurulan modeller açısından gerekse kullanılan veriler açısından Türkçe literatüre katkı niteliği tartışılabilir. Türkçe literatürden farklı olarak, aynı çalışma içinde alternatif yöntemlerden yararlanılmış olması, söz konusu ekonometrik yöntemlerin birlikte değerlendirilmesine de olanak vermektedir. Ayrıca kullanılan politik istikrarsızlık verisi yabancı literatürde tercih edilen bir veri olmakla birlikte Türkçe literatürde nadir kullanılan bir veridir. Yapılan analizler sonucunda, çalışmanın bulgularının literatürle uyumlu olduğu, bir başka deyişle, politik istikrarsızlıkla ekonomik büyüme arasındaki ters yönlü ilişkinin Türkiye açısından da doğrulandığı görülmüştür.

2. Politik İstikrarsızlık-Ekonomik Büyüme İlişkisi

Politik istikrarsızlık kavramının tanımına ilişkin bir görüş birliği yoktur. Bununla beraber politik istikrarsızlık kavramında iki önemli nokta göze çarpmaktadır. Birincisinde mevcut anayasal sistemi değiştirmeye zorlama, ikincisinde ise anayasal düzen içinde olmakla birlikte, politik kutuplaşma, koalisyon hükümetleri, hükümetlerin değişim hızının yüksekliği gibi noktalar öne çıkmaktadır. Politik istikrarsızlık konusundaki temel çalışmalardan biri Alesina ve Perotti'(1996) ye aittir. Söz konusu çalışmada politik istikrarsızlık (Alesina ve Perotti, 1996:3)

1. Hükümet değişiklikleri (anayasal veya değil),

2. Sosyal huzursuzluk ve politik şiddet

başlıkları altında incelenmiştir.

Demokrasilerde politik istikrarsızlık göstergeleri daha çok bu başlıklarda toplanmaktadır (Eren ve Bildirici, 2001:31).

1. Parlatonun kutuplaşması

2. Koalisyon hükümetleri

3. Seçmenlerin kararsızlığı

4. Seçimlerin idaresi ve zamanlaması

5. Hükümet değişikliklerinin sıklığı

Politik istikrarsızlık kapsamı içinde öne çıkan faktörlere başlı olarak politik istikrarsızlık göstergeleri iki kategoride incelenebilir (Brunetti, 2006:122-123).

- Politik iddetin ölçülmesi
- Hükümet de i ikliklerinin ölçülmesi

Birinci yöntemde politik huzursuzlu a neden olan; protestolar, ayaklanmalar, darbeler ve devrimler gibi olaylardan hareketle bir endeks olu turulmaktadır. kinci yöntemde ise politik kurumlarda temsil edilen rakip çıkar grupları arasındaki rekabetin ve/veya seçmen tercihlerindeki dalgalanmaların meydana getirdi i hükümet de i iklikleri ölçülmektedir. Birinci yöntemde dikkate alınan olayların da hükümet de i ikli ine yol açabilece i dikkate alındı nda, iki tip iktidar de i ikli inin ayırt edilmesi uygun olacaktır. Chen ve Feng iktidar de i ikliklerini, rejim de i ikli ine neden olup olmadıklarına göre ikiye ayırmaktadır (Telatar E ve Telatar F., 2004:60). Birinci grupta, darbe, devrim gibi anayasal çerçeve dı nda geli en düzensiz iktidar de i iklikleri yer alırken, ikinci grupta genel seçimler veya kabine de i ikli i gibi anayasal çerçevede geli en düzenli iktidar de i iklikleri yer almaktadır. Bu yazarlara göre birinci tip de i iklik, belirsizlik ortamına neden olarak makro ekonomik performansı olumsuz etkilerken; ikinci tip de i iklik bir istikrarsızlık kayna ı olu turmamaktadır. Bu görü , belirli ko ullarda anlamlı olmakla birlikte, ideolojik olarak kutupla mı toplumlarda demokratik yollardan gerçekle en iktidar de i ikliklerinin ya anması halinde geçerlili ini yitirecektir. Benzer ekilde, darbe gibi anayasal olmayan yollardan meydana gelen politik rejim de i ikliklerinde de ekonomi politikaları açısından radikal de i iklikler ortaya çıkmayabilir (Telatar E ve Telatar F., 2004:61). Dolayısıyla yatırımcılar ve giri imciler için politik rejimin tipinden çok ekonomi politikalarının istikrarı ve te vik yapılarının öngörülebilirli i önemli olmaktadır. Ekonomi politikalarına ili kin olarak bir belirsizli in bulunması durumunda, yatırımcılar ve giri imciler yatırımlarını yeni bir bilgi gelene kadar erteleyeceklerdir (Abdiweli, 2001:97). Ancak burada unutulmaması gereken bir nokta, politik rejim de i ikliklerinin genellikle ekonomik rejim de i ikliklerini beraberinde getirmesidir.

Politik istikrarsızlı ın büyüme üzerine etkileri farklı kanallardan ortaya çıkabilmektedir. Bununla beraber etki özellikle gelece e ili kin bir belirsizlik ortamı meydana getirmesinden kaynaklanmaktadır. İlk olarak politik istikrarsızlık, yasal sistemde bir zayıflı ı da beraberinde getirmekte ve mülkiyet haklarının güvence altında olma derecesini olumsuz yönde etkilemektedir. Mülkiyet haklarının korunmasına ili kin zayıflık, sermayenin marjinal verimlili i ile yatırımcıların kendi tasarrufları altına alabilecekleri getiriler arasında bir farklılık meydana getirmekte ve bu durum sermayenin marjinal

verimliliği açısından benzer koşullara sahip iki ülkedeki yatırım ve ekonomik büyüme oranı farklılıklarını açıklayan temel unsur olabilmektedir.

Politik istikrarsızlık geleceğe ilişkin belirsizliğe yol açtığı için yatırımlardan beklenen getirinin azalmasına bağlı olarak, yatırımların düşmesine neden olmaktadır (Asteriou ve Price, 2001:386). Bu durum büyümenin düşük oranda gerçekleşmesini de beraberinde getirmektedir.

Geleceğe ilişkin belirsizlik, iktidardaki politikacıların da geleceğe ilişkin beklentilerinde belirsizlik meydana getirerek, politikacılar tarafından uygulanacak ekonomi politikalarını da etkileyebilir. İktidardaki dönemde tekrar iktidar olup olmayacaklarını öngöremeyen iktidarlar, bir yandan mevcut dönemlerinde daha fazla rant kollama faaliyetlerine girişirken, diğer yandan tekrar seçilebilmek amacıyla popülist politikalar uygulayabilmektedirler. Bir başka ifadeyle, politik istikrarsızlığın bulunduğu durumlarda özellikle seçim dönemlerinde hükümetler uzun vadeli verimli yatırımlar yerine; kısa vadeli, verimsiz, ama oy toplama potansiyeli yüksek harcamaları tercih ederler. Böylece kaynakların verimsiz bir şekilde kullanılması bir yandan ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkilerken diğer yandan ekonomide enflasyon gibi bir sorunun ortaya çıkmasına ya da var olan sorunların daha da büyümesine neden olarak belirsizliği daha da arttırabilmektedir. Ayrıca, politik istikrarsızlık dönemlerinde kamu harcamalarındaki artış, özel sektör yatırımları üzerinde bir düşüşe neden olarak büyüme oranlarını düşürebilmektedir. Politik istikrarsızlık dönemlerinde kamu borçlanmasının bir yandan ortalama vadesi kısılırken diğer yandan faizi ve dolayısıyla maliyeti yükselmektedir. Bu durum, bütçeden verimli kamu yatırımlarına ayrılan pay yerine borç ödemelerine ayrılan payın artmasına neden olarak büyüme oranlarını düşürmektedir.

Politik istikrarsızlığın büyüme oranını etkilediği kanallardan bir diğeri yurtiçinden sermaye çıkışıyla ilgilidir. Politik istikrarsızlık gerek fiziksel sermayenin gerekse finansal sermayenin yurtdışına kaçmasına neden olmaktadır (Lensink vd, 2000:87). Sermaye miktarındaki düşüş doğrudan büyüme oranını düşürdüğü gibi dolaylı olarak da sermaye mallarının ve borçlanmanın maliyetlerinde artışa neden olarak, büyüme oranlarını düşürmektedir.

Küreselleşme süreci ile birlikte önemi artan yabancı sermaye yatırımları güven hissettikleri ülkelere gitmektedirler. Politik istikrarsızlık ile birlikte ortaya çıkan belirsizlik ortamında yatırım yapmak istenmemekte, ülke içinde bulunan yabancı finansal sermaye ise politik istikrarsızlık ile beraber derhal ülkeden çıkmaktadır. Bu durum, krizlerin büyümesine de neden olmaktadır.

Politik istikrarsızlı ın gelece e ilikin belirsizli i artırması gerek yurtiçindeki yatırımcıların gerekse yabancı yatırımcıların politik sisteme olan güvenlerini zayıflatmaktadır. Bu durum ekonomide i lem maliyetlerini artırarak ekonomik etkinli in azalmasını da beraberinde getirmekte ve ekonomik büyüme yi sınırlayıcı etki yaratmaktadır. Ayrıca kaybedilen güvenin tekrar geri kazanılması uzun bir zaman ve yüksek maliyetler gerektirebilmektedir.

Politik istikrarsızlı ın büyüme üzerindeki etkilerinden bir di eri beyin göçü veya be eri sermaye göçü yoluyla ortaya çıkmaktadır. çsel büyüme teorisine göre be eri sermaye, ülkelerin büyüme oranları ve ülkeler arasındaki gelir farklılıklarını açıklayan bir etkidir (Romer, 1996:137). Be eri sermaye politik istikrarsızlık durumunda yurt dı na kaçabilecektir. Bu durum büyüme oranının dü mesine neden olabilir. Ayrıca ülke içinde politik istikrarsızlı ın daha yo un olarak ya andı ı bölgelerden daha az ya andı ı bölgelere do ru gerçekleş en beyin göçü, ülke içinde bölgesel geli me farklılıklarına da neden olabilmektedir. Yatırımlar açısından da söz konusu durumun geçerli olması bölgesel geli me farklılıklarını daha da arttırabilir.

Politik istikrarsızlı ın yukarıda belirtilen kanallardan büyüme yi etkilemesi ile beraber, söz konusu ili ki ters yönlü olarak da ortaya çıkabilir. İlk olarak dü ük büyüme oranına ba lı olarak hükümetlerin de i me olasılıkları artmaktadır. Bu durum, politik konjonktür teorileri çerçevesinde incelenen, demokratik rejimlerde hükümetlerin yeniden seçilme anslarının, seçimlerin hemen öncesindeki ekonomik performanslarına ba lı olması ile ilgilidir. Otokratik yönetimlerde ise dü ük büyüme oranı, halkın ho nutsuzlu unu artırarak iktidar kar ıtı faaliyetlere giri me e ilimleri meydana getirmekte ve darbe veya devrimlere zemin hazırlamaktadır (Telatar, 2003:76-77). İkinci olarak, ekonomik büyüme; farklı çıkar grupları arasında güç dengesinin yeniden düzenlenmesine neden olmakta ve bu durum önemli yapısal de i imleri gerektirmektedir. Bu süreç, koalisyon hükümetlerini bozabilece inden, bir yandan politik istikrarsızlı ın artmasına neden olurken; di er yandan sosyal ve politik gerilimleri dü ürdü ü için politik istikrarsızlı ın azalmasına neden olabilir (Campos ve Nugent2002:158).

3. Yöntem

Yukarıda kısaca tanıtılan literatür de erlendirildi inde, politik istikrarsızlı ın ülkelerin ekonomik büyümelerinde, ülkeye özgü politik ko ullar ba lamında etkili sonuçlar do urdu u görülmektedir. Büyüme ile politik istikrarsızlık arasında iki yönlü ili ki öngörülmekle birlikte, çalı manın temel

amacı çerçevesinde temel de i kenler analiz edilirken, kontrol de i kenlerinin dı sal oldu u varsayımı altında, tek denklemlilikten yararlanılarak Türkiye Örne i 1987–2006 yıllarını kapsayacak şekilde ele alınmaktadır.

3.1. Model ve Veri Seti

Türkiye’de 1987Q1-2006Q4 döneminde büyüme oranını temsil eden açıklanan de i ken ile büyümeyi açıklayan de i kenler arasında tek denkleme dayalı e bütünle me yakla ımı çerçevesinde uzun dönemli bir ilkinin varlığı analiz edilmektedir. Büyüme oranını temsilen reel GSMH’nın logaritması kullanılmı tır. Büyümeyi açıklayan de i kenler olarak, amaç ba lamlı temel de i ken olan politik istikrarsızlı ın yanı sıra; i gücü kullanımı, yatırımların GSY H’ya oranı ve özel kesime kullanılan kredilerin GSY H’ya oranı yapısal de i kenler olarak kullanılmı tır. Ayrıca enflasyon, etkile im de i keni olarak analize dahil edilmi tir. Bu modelde amaç ba lamlı temel de i kenin yanı sıra i gücü kullanımı (istihdam yaratma kapasitesine göre) reel de i keni temsil ederken, yatırım ve özel tüketim mallarına olan talebi açıklayan yatırımların GSY H’ya oranı ile özel kesime kullanılan kredilerin GSY H’ya oranı tarafımızdan kontrol de i kenleri olarak tanımlanmı tır. Söz konusu model a a ıda gösterilmi tir:

$$\lgsmh = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ipristz} + \alpha_2 \text{ltufe} + \alpha_3 \text{lisgucu} + \alpha_4 \text{ygsyih} + \alpha_5 \text{okgsyih}$$

Ekonometrik ara tırmalarda kullanılacak olan politik istikrarsızlık de i keni konusunda, tanımlama ve ölçme sorunları nedenleriyle tam bir görü birli i yoktur. Ara tırmacılar, ara tırma konularına veya ara tırma konusu olan ülkeye uygun olan çe itli de i kenler tanımlamı lardır. Ek 1’de ilgili literatürde kullanılan politik istikrarsızlık göstergeleri ve bu de i kenlerin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri gösterilmi tir.

Politik istikrarsızlık göstergesi olarak Politik Risk Grubu (PRS Group) tarafından hazırlanan “Uluslararası Ülke Risk Rehberi” (ICRG-International Country Risk Guide)’nden alınan “Politik Risk Endeksi” kullanılmı tır. Bu endeks; hükümet istikrarı, sosyo-ekonomik ko ullar, yatırım profili, içsel çatı malar, dı sal çatı malar, yolsuzluk, politik alanda askerin etkisi, politik alanda dinin etkisi, yasal düzenlemeler, etnik gerilimler, demokratik effaflık ve bürokrasi kalitesi olmak üzere 12 alt bile enden olu maktadır. Söz konusu endeks, Alesina ve Weder (1999)’de belirtildi i gibi akademik çalı malarda en yaygın kullanılan endeks oldu u için seçilmi tir. Endeksin akademik çalı malarda yaygın bir şekilde kullanılmasının nedeni; en uzun zaman

diliminde, en fazla lke sayısına yer veren ve alt bile enleri bulunan bir endeks olmasıdır. Di er de i kenler ve kaynakları EK2’de gsterilmi tir.

Veriler çer aylık gzlemlerden olu maktadır. Yıllık veriler yerine eyrekli veriler kullanılmasının en nemli nedeni, 1987–2006 dneminin yıllık bazda uzun dnemli bir analiz yapabilmek iin yeterli sayıda gzlem iermiyor olmasıdır. Veriler, eyrekli oldu undan sz konusu verilerin mevsimsellik zelli i ta ıyıp ta ımadı ı “Hareketli Ortalamalara Oranlama” (Ratio To Moving Average) yntemi kullanılarak test edilmi tir. Bu teste gre, inceleme konusu olan serinin mevsimsel uyarlama katsayıları bulunmu ve mevsimsellik zelli i ta ıyan seriler, mevsimsellikten arındırılarak kullanılmı tir.

3.2. Ekonometrik Analiz Sreci

Klasik regresyon analizi, zaman serisi de i kenlerini dura an, bir ba ka ifadeyle varyansı ve ortalaması zaman iinde de i meyen de i kenler olarak varsaymaktadır. Oysa birok ekonomik zaman serisi genelde dura an de ildir. Dura an olmayan (trend ieren) zaman serileri ekonometrik uygulamalarda problem te kil etmektedir. De i kenlere ait zaman serilerinde trend bulunuyorsa, de i kenler arasındaki ili ki “sahte regresyon” (spurious regression)³ ekinde ortaya ıkabilmektedir. Bu durumda, standart t-istatistikleri ile di er standart istatistikler gerekte oldu undan daha yksek bulunmakta ve sonuların yanlı de erlendirilmesine neden olabilmektedir. Bu nedenle bu alı mada dura anlık sorununu dikkate alan e btnle me (koentegrasyon) analizi kullanılmaktadır. E btnle me analizi, dura anlık olgusunu dikkate almakla birlikte analizde yer alacak de i kenlerin dura an olması gibi bir kısıt iermemekte ancak de i kenlerin aynı dereceden btnle ik (entegre) olması ko ulunu iermektedir. Bu durumda, bir uygulamalı zaman serisi alı masında yapılması gereken ilk ey, de i kenlerin her biri iin btnle me derecelerinin belirlenmesidir. Bu amala Geni letilmi Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Peron birim kk testleri kullanılarak de i kenlerin btnle me dereceleri ara tırlımı tir. ADF testi hata terimlerinin homojen olması durumunda zayıftır. Bu nedenle heterojenli ini de dikkate alan Phillips-Peron testi kullanılmı tir.

³ Dura an olmayan serilerle yapılan tahminlemelerde sahte regresyon sorununun ortaya ıkaca ı belirtilmektedir. Yani, iki de i ken arasında matematiksel olarak yksek bir korelasyon bulunmasına ra men gerek bir nedensellik ili kisi bulunmamaktadır. Regresyon sonularına bakıldı ında R^2 de erinin Durbin-Watson (DW) istatisti i de erinden ok yksek olması tahmin edilen regresyonun sahte oldu u yolunda pheye yol aan en iyi kanıttır (Granger ve Newbold, 1974).

Zaman serilerinde ortaya çıkabilecek yapısal kırılmaların, serilerin bütünlüme derecelerini etkileyebileceği, son yıllarda sıkça tartışılan bir konu olmuştur. “Yapısal kırılma”nın belirli bir tanımı olmamasına karşın; zaman serisinin ortalamasını, trend patikasını veya her ikisini birden dışarıdan müdahale edilmiş gibi de ifade edilebilir. Yapısal kırılmaların ekonometrik analizler açısından öneminin giderek artması, bu kırılmaların etkisini göz önüne alan pek çok birim kök ve bütünlüme testinin ortaya çıkmasına yol açmıştır. Çalışmada kırılma zamanını içsel olarak belirleyen Zivot-Andrews birim kök testi tercih edilerek kullanılmıştır.

Tablo 1: Ekonometrik Analiz Sürecinin Amaçları

Amaç	Kullanılan Yöntem	Açıklama
Verilerin zaman Serisi özelliklerini belirlemek (Birim Kök Testleri)	<ul style="list-style-type: none">• ADF Testi• Değişen varyans sorununu dikkate alan Phillips-Peron Testi• Yapısal Kırılmaları içsel olarak belirleyen Zivot-Andrews Testi	Optimum gecikme uzunluğu Akaïke Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir.
Bütünlüme (entegrasyon) dereceleri belirlenen seriler arasında aynı entegrasyon düzeyine sahip seriler arasında bütünlüme ili kisini saptamak	Engle-Granger (EG) E bütünlüme Testi (Tek Denklem Yaklaşımı)	Uzun dönem ili kisinin varlığı için; <ul style="list-style-type: none">• Serilerin aynı entegrasyon düzeyine [I(1)] sahip olmaları,• Bu serilere ilkindeki denklemlerin regresyona tabi tutulması sonucunda elde edilen hata teriminin durağan olması gerekmektedir.
E bütünlüme (Koentegrasyon) ili kisi saptanan serilerin modellenmesi	Engle-Granger iki A amaçlı Modelleme Yöntemi ⁴ Engle-Yoo Üç A amaçlı Modelleme Yöntemi ⁵	E bütünlüme ili kisi varsa denklemler arasında hata düzeltme mekanizması (ECM) çalışmaktadır.
Çşellikten kaynaklanan Sapmaların giderilmesi	Phillips-Hansen Yöntemi	Model tahmini
Asimptotik etkisizliğin giderilmesi	Saikkonen Yaklaşımı	Model Tahmini
Yapısal Kırılmaların varlığı durumunda bütünlüme ili kisinin geçerliliğini araştırmak	Gregory ve Hansen E bütünlüme Testi	

⁴ Ayrıntılı bilgi için, R.F. Engle, C.W.J. Granger, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, **Econometrica**, 55, 1987.

⁵ Ayrıntılı bilgi için, R.F. Engle, B.S. Yoo, “Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results” **Long Run Economic Relationships: Readings in Cointegration**, Edt. R.F. Engle, C.W.J. Granger, Oxford University Press, New York., 1991.

Yapısal kırılmaların varlı ı durumunda dinamik e b�t�nle ik vekt�r�n tahmini	Stock-Watson Dinamik En K�çük Kareler (DOLS) y�ntemi	Model Tahmini
--	--	---------------

Kaynak: Aylin Abuk Duygulu, 2005, s.91'den yararlanılarak tarafımızdan hazırlanmı tır.

Dura an olmayan serilerin birlikte hareket edip etmediklerinin saptanması ve bir e b t nle me ili kisinin varlı ı durumunda da bu ili ki yi g steren serilerin kullanılmasıyla bir model tahminlemesi gerekmektedir. Yukarıda Tablo 1'de alı manın bu kısmında uygulanan ekonometrik analiz s recinin a amaları g sterilmektedir.

Tablo 1'de  zetlenen s recin a amalarına ek olarak modellerde yer alan ve“aıklayıcı de i ken” olarak adlandırılan de i kenlerin dı sal olup olmadıklarını belirlemek iin dı sallık testleri de yapılmı tır.  nk  e b t nle me analizinin sonuları, tek denklem yakla ımı ba lamında, de i kenlerin dı sallı ı durumunda geerlidir. Ba ka bir deyi le, s z konusu de i kenlerin dı sal olmaması durumunda, katsayı tahminleri isellikten kaynaklanan sapmalı de erler ierecektir. Bu nedenle, isellikten kaynaklanan sapmaları gidermek amacı ile “Phillips-Hansen y ntemi” kullanılmı tır. Phillips-Hansen y ntemi⁶ (aynı zamanda Engle-Yoo) EKK tahmin edicilerine yarı parametrik d zeltmeler uygulanarak, uzun d nem denklemindeki parametre sapmalarının giderilebilece ini ve asimptotik olarak normal da ılım g steren tahmin ediciler elde edilebilece ini savunmaktadırlar. Bu bakımdan alı mada gerek Engle-Yoo i a amalı modelleme y ntemi, gerekse Phillips-Hansen tam d zeltilmi EKK tahmin edicisi (fully modified EKK estimator) y ntemi kullanılmı tır.

Engle-Granger yakla ımının statik uzun d nem parametre tahminlerinin tutarlı ve etkin tahminler olmasına kar ın k  k  rneklere gecikmeli de erlerin ihmal edilmesi, tahmin edilen parametrelerde bir sapmaya yol amaktadır. Bu nedenle Saikkonen Yakla ımı⁷ kullanılarak EKK tahmin edicilerinin asimptotik etkinsizli i giderilmeye alı ılmı tır.

Standart e b t nle me testleri, uzun d nem denklemindeki parametrelerin zaman ierisinde de i meyip sabit kaldı ını varsaymaktadır. Oysaki yapısal de i ikliklerden dolayı bu parametrelerin, zaman ierisinde sabit kalmayıp de i mesi beklenmektedir. Gregory ve Hansen, yapısal kırılma mevcutken

⁶ Ayrıntılı bilgi iin, P.C.B Phillips, B.E. Hansen, “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes”, **Review of Economic Studies**, 57, 1990.

⁷ Ayrıntılı bilgi iin, Pentti Saikkonen, “Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions”, **Econometric Theory**, 7, 1991.

standart ADF testinin gücünün azalacağını ve ara tırmacıların e bütünle me oldu una dair hipotezi reddetme hatasına dü ebileceklerini belirtmektedirler. Bu nedenle e bütünle me vektöründe meydana gelebilecek parametre de i melerine ve kırılmalara karşı, Gregory ve Hansen alternatif bir e bütünle me testi önermişlerdir. Zivot-Andrews birim kök testi, dura anlık sonuçlarını de i tirmiyorsa (iki de i ken hala birinci dereceden bütünle ik ise), yapısal kırılmaları göz önüne alan Gregory-Hansen e bütünle me testi⁸ uygulanarak, uzun dönem ili kinin kırılma durumunda devam edip etmedi i ara tırılır. Standart e bütünle me testleri, e bütünle ik vektörün zaman içinde de i medi ini varsayarken, Gregory-Hansen testi bu vektörün içsel olarak belirlenecek olan bir kırılma yılında de i ece ini göz önünde bulundurmaktadır. Yapısal kırılma kendini sabit terimde kayma, sabit terimle birlikte e imde kayma ve rejim kayması (hem sabit terim hem de e imde kayma) olarak üç ekilde gösterebilmektedir. Bu çalışmada da yapısal kırılmaları göz önüne alan Gregory-Hansen e bütünle me testi uygulanarak uzun dönem ili kinin kırılma durumunda devam edip etmedi i ara tırılmıştır.

Gregory-Hansen testi uygulandı nda, olası yapısal kırılmaların e bütünle me ili kisini bozmadı ı sonucuna ula ılmış ise, son a amada Stock ve Watson'un geli tirdi i yöntem ile e bütünle ik vektör tahmin edilir. Bu yöntem, deterministik bile enler ta ıyan e bütünle ik vektörlerin, dinamik tahminlenmesine olanak tanımaktadır. Uzun dönem denkleminde kırılmaların ve tüm dinamiklerin eklenebildi i bu yöntemle, Stock-Watson Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) yöntemi⁹ adı verilmektedir.

3.2. Ampirik Bulgular

Zaman serileri ile yapılan çalışmalarda en önemli konu serilerin dura an olup olmadıklarıdır. Bu bağlamda öncelikle analizlerde kullanılacak de i kenlerin dura anlıkları ara tırılmıştır. Serilerin dura anlıkları önce yapısal kırılmaları dikkate alınmayan Geni letilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Peron birim kök testleri ile daha sonra yapısal kırılmaları dikkate alan ve yapısal kırılma tarihini içsel olarak belirleyen Zivot-Andrews Testi ile analiz edilmiştir. Optimum gecikme uzunluğu Akaike Bilgi kriterine göre

⁸ Ayrıntılı bilgi için, A. Gregory, B. Hansen, "Residual Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, 70, 1996.

⁹ Ayrıntılı bilgi için, J. Stock, M.W. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, 61, 1993.

belirlenmiştir. Yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı birim kök testleri sonuçlarına göre tüm değişkenler I(1) özelliğine sahiptir.

Tablo 2: Yapısal Kırılmaları Dikkate Almayan Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken Adı	ADF TEST				Phillips-Perron Testi				Bulgu
	Düzyey Test statistisi	Mac Kinnon Kritik Değeri (%5) (Düzyey)	1. Farklar Test statistisi	Mac Kinnon Kritik Değeri (%5) (1. Fark)	Düzyey Test statistisi	Mac Kinnon Kritik Değeri (%5) (Düzyey)	1. Farklar Test statistisi	Mac Kinnon Kritik Değeri (%5) (1. Fark)	
lrgsmh	-2,089(8) ^b	-3,474	-3,169(7) ^a	-2,902	-4,352(0) ^b	-3,467	-16,749(0) ^a	-2,899	I(1) [*]
lpritz	-1,680(0) ^a	-2,898	-8,564(0) ^a	-2,899	-1,766(0) ^b	-2,898	-8,560(0) ^a	-2,899	I(1)
ltufe	-2,576(3) ^a	-2,900	-3,884(2) ^b	-3,469	2,950(0) ^b	-3,467	-6,082(0) ^b	-3,468	I(1)
lisgucu	-1,331(2) ^a	-2,899	-5,285(1) ^a	-2,899	-1,454(0) ^a	-2,898	-6,899(0) ^a	-2,899	I(1)
ygsyih	-2,322(1) ^b	-3,468	-8,250(0) ^a	-2,899	-2,270(0) ^b	-3,467	-8,242(0) ^a	-2,899	I(1)
okgsyih	-3,305(9) ^b	-3,475	-4,925(1) ^a	-2,899	-1,494(0) ^b	-3,467	-9,006(0) ^b	-3,468	I(1)

Not: a: Sabitli b: Sabitli ve Trendli Test istatistiklerini göstermektedir.

Kaynak: Tarafımızdan hazırlanmıştır.

Yapısal kırılmalar dikkate alınarak yapılan Zivot-Andrews birim kök testi sonuçları Tablo 3'te gösterilmiştir. Tablo 3'te yer alan sonuçlara göre lrgsmh değişkeninde değişkenlerin kırılma tarihleri istatistiksel olarak anlamlı değildir. Seriler kırılmaması birim kök içermektedir. Söz konusu lrgsmh değişkeni 2001Q1 döneminde ortaya çıkan kırılma ile birlikte birim kök içermektedir. Bu anlamda söz konusu kırılma tarihi Phillips-Peron ile ADF testlerinin sonuçlarının asimetrik sonuçlar vermesine neden olmuştur.

Tablo 3: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken Adı	Sabitte Kırılma		Trendde Kırılma		Sabitte ve Trendde Kırılma	
	Test statistisi	Kırılma Dönemi	Test statistisi	Kırılma Dönemi	Test statistisi	Kırılma Dönemi
lpritz	-3,65(3)	1995Q4	-3,33(3)	1990Q3	-3,77(3)	1995Q4
lrgsmh	-3,72(4)	1999Q3	-3,33(4)	1990Q3	-5,63(4)	2001Q1
ltufe	-2,23(3)	1990Q1	-2,65(3)	2001Q3	-2,55(3)	2001Q2
lisgucu	-3,47(1)	1991Q1	-3,22(1)	1992Q2	-3,60(1)	1995Q2
ygsyih	-3,03(0)	2000Q4	-2,68(0)	2003Q2	-5,32(0)	2001Q1
okgsyih	-3,98(4)	1990Q3	-3,98(4)	1990Q3	-4,76(4)	2001Q4

Not:Kritik Değerler %1 anlamlılık düzeyinde Sabitte kırılma için -5,34, Trendde kırılma için: 4,93,Sabit ve Trendde Kırılma için -5,57 dir.

Kaynak: Tarafımızdan düzenlenmiştir.

* ADF ve Phillips-Peron testleri çeliştiği için seriler üzerinde kırılmaların etkili olabileceği düşünülerek serilerin birim kök yapısı üzerinde kırılmaların etkili olup olmadığını gösteren ve kırılma dönemlerini içsel olarak belirleyen Zivot-Andrews test kırılmalı birim kök testi uygulanmıştır. Uygulanan test sonucunda lrgsmh serisinin yapısal kırılmalı ve birim kök özelliğine sahip (I1) yapısında olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Serilerin birinci dereceden bütünle ik oldukları anlaşıldıktan sonra Engle-Granger e bütünle me yöntemi uygulanmıştır. EG yönteminin ilk aşaması olan statik uzun dönem regresyonunun tahmin sonuçları Tablo 4'te rapor edilmiştir. Burada, de i kenlerin normal dağılım özelli i göstermemelerinden (dura an olmadıkları için) dolayı t-istatistiklerinin güvenilir olmadığı bilinmektedir.

Uzun dönem regresyonundan elde edilen hata terimine uygulanan ADF test istatisti i kritik tablo de erinden¹⁰ (-2,459) büyük olduğu için, e bütünle me ili kisinin olmadığı nı ifade eden hipotez ret edilmiştir. Hata düzeltme teriminin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması beklentilere uygun olarak ECM'nin çalışması anlamına gelmektedir. Çünkü iki de i ken arasında e bütünle me ili kisi olması, Granger Temsil Teoremine göre ECM'nin çalışmasını gerektirmektedir. Hata düzeltme mekanizması, uzun dönemden sapmaların yaklaşık olarak iki dönem yani altı ay içinde (1/0,535159) düzelece ini göstermektedir. ECM modelinde İpristz, İtufe ve okgsyih de i kenlerinin i aretleri de i mi , ancak bu de i kenlerden İtufe dı ndakiler istatistiki olarak anlamsız çıkmıştır. ECM modeli kısa ve uzun dönemi birlikte yorumlamaya olanak verdiği halde, çalışması açısından asıl önemli olan e bütünle ik vektörün de eridir. E bütünle ik vektör Engle-Yoo üç aşamalı modelleme yönteminin üçüncü aşaması (normal dağılım olmayı ndan kaynaklanan sapmaların giderilmesi) ile yorumlanabilmektedir.

Engle-Yoo düzeltilmiş uzun dönem katsayı tahminleri Tablo 4'te görülmektedir. Katsayı tahminlerinin tümü istatistiki olarak anlamlı olup i aretleri beklentiler ile uyumludur. EG yönteminin uzun dönem statik regresyonuna bir di er düzeltme, Phillips ve Hansen tarafından getirilmektedir. Phillips-Hansen yöntemi, tahmincilerin normal dağılımamasından kaynaklanan sapmaları giderdiği gibi, içsellikten kaynaklanan sapmaları da giderebilmektedir. Dı sallık testi sonuçlarına göre; İpristz içsel, di er de i kenler zayıf dı sal bulunmu tur. Phillips-Hansen yöntemi ile elde edilen tam düzeltilmiş EKK tahmincisi sonuçları Tablo 4'te görülmektedir. Phillips-Hansen sonuçları Engle-Yoo yönteminin sonuçları ile birbirine yakın çıkmıştır.

Uzun dönem denklemlerinin, tek denklem yaklaşımı çerçevesinde farklı yöntemlerle tahmin edilmesi ve sonuçların dirençli (robust) olup olmadıklarının belirlenmesi tahmin sonuçlarının karılaştırılmasında önemlidir. Uzun dönem

¹⁰ Tablo de eri, M. Hashem Pesaran, Bahram Pesaran, **Microfit 4.0**, Camfit Data Ltd, England, 1997, s. 484'den alınmıştır. Gecikme uzunluğu AIC kriterine göre belirlenmiş ve (3) olarak bulunmu tur.

denkleminde dinamik unsurların dikkate alındı ı Saikkonen tahmin yntemi sonuları Tablo 4'te gsterilmi tir. Saikkonen ynteminin uygulanması sonucu elde edilen katsayıların i aretleri beklentilerle uyumludur. Ayrıca dinamik unsurların anlamlı ıkması, dinamik unsurların e btnle me ili kisi zerinde etkili oldu unu gstermektedir.

Tablo 4: Analiz Sonuları

Ba ımlı De i ken: Irgsmhsa	Statik EG EKK	EG ECM	Engle- Yoo	Phillips- Hansen	Saikkonen	Stock- Watson
C	8,161559 (15,92)	0,041700 (3,97)		8,314833 (18,88)	8,648218 (19,28)	8,638174 (17,86)
LPRISTZ	-0,244598 (-5,25)		-0,245 (-114,02)	-0,25303 (-6,29)	-0,183996 (-4,10)	0,056054 (0,39)*
LTUFE	0,077339 (15,73)		0,0778 (97,03)	0,07269 (17,02)	0,068063 (14,54)	0,097532 (4,19)
LISGUCU	0,428960 (3,40)		0,429 (242,73)	0,412162 (3,79)	0,287578 (2,46)	0,047930 (0,31)*
YGSYIH	0,005700 (2,82)		0,00568 (18,56)	0,004988 (2,81)	0,006423 (2,88)	-0,000908 (-0,14)*
OKGSYIH	0,001013 (2,12)		0,00108 (8,89)	0,00131 (3,13)	0,001526 (3,17)	0,005135 (1,94)
D(LPRISTZ)		0,000169 (0,003)*				
D(LTUFE)		-0,276124 (-3,27)				
D(LISGUCU)		0,297219 (1,55)*				
D(YGSYIH)		0,005350 (1,96)				
D(OKGSYIH)		-0,000843 (-0,91)*				
ECM		-0,535159 (-4,35)				
BC						0,080997 (4,53)
BT*LPRISTZ						-0,154407 (-1,06)*
BT*LTUFE						-0,041547 (-1,76)**
BT*LISGUCU						0,197213 (1,50)*
BT*YGSYIH						0,004166 (0,66)*
BT*OKGSYIH						-0,002845 (-1,10)*
D(LPRISTZ(-1))					0,020817 (0,36)*	0,001794 (0,04)*
D(LTUFE(-1))					-0,449233 (-4,11)	-0,337216 (-3,26)
D(LISGUCU(-1))					0,171832 (0,88)*	0,366777 (2,02)
D(YGSYIH(-1))					-0,004258 (-1,77)*	-0,002584 (-1,21)*
D(OKGSYIH(-1))					-0,002454 (-3,06)	-0,002914 (-4,09)
D(LPRISTZ(1))					-0,129580 (-2,08)	-0,054978 (-0,95)*
D(LTUFE(1))					0,158047 (1,44)*	0,295207 (2,78)
D(LISGUCU(1))					0,186091 (1,14)*	0,362846 (2,13)
D(YGSYIH(1))					0,005408 (2,39)	0,004347 (1,88)*
D(OKGSYIH(1))					0,004341 (5,38)	0,004217 (6,01)
R ²	0,95	0,39			0,98	0,99
A. R ²	0,94	0,34			0,98	0,98
DW	1,41	1,81			1,30	1,57

♦: statistiki olarak anlamsız t değerlerini, ♦:%10'da anlamlı t değerlerini göstermektedir

Kaynak: Tarafımızdan düzenlenmiştir.

Yukarıda sonuçları verilen analizler, yapısal bir değişimin bütünleşme vektörü üzerinde herhangi bir etkisinin olup olmayacağı dikkate alınmaksızın gerçekleştirilmiştir. Ancak uzun dönem denklemindeki parametrelerin sabit kalmayıp zaman içinde değişmesi söz konusu olabilmektedir. E bütünleşme denkleminde meydana gelebilecek parametre değişimlerine ve kırılmalara karşı, E bütünleşme vektörünün varlığını araştırmak amacıyla Gregory-Hansen E bütünleşme testi yapılmıştır. Söz konusu test sonuçları Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5: Gregory-Hansen E bütünleşme Testi Sonuçları

Model	ADF* istatisti	Kırılma Zamanı
Sabit Terimde Kayma	-5,13 (5) ♦	2002Q3
Sabit Terimle Birlikte E içinde Kayma	-6,73(5) ♦♦	1991Q2

Not: 1. Kritik değerler Gregory-Hansen, a.g.e., s.109'dan alınmıştır.

2. Parantez içindeki değerler optimum gecikme uzunluğunu vermektedir.

3. ♦ ve ♦♦ ; değişim kenarlarının bütünleşik olmadığına ilişkin temel hipotezin sırasıyla %10 ve %1 hata düzeylerinde reddedildiğini göstermektedir.

Kaynak: Tarafımızdan düzenlenmiştir.

Tablo 5'teki sonuçlar¹¹ yapısal değişimin olduğu yıllara karşın, E bütünleşme varlığını göstermektedir. Bir başka ifadeyle, sabit terimde kaymanın yer aldığı birinci modelden elde edilen ADF* değeri ile kritik değer karşılaştırıldığında, 2002Q3 döneminde görülen yapısal değişimlere karşın E bütünleşme ilişkisi bozulmamıştır. Benzer bir sonuç ELM modeli olarak da adlandırılan ikinci modelde de elde edilmiştir; modelin ADF* değeri ile kritik değerin karşılaştırılması sonucu, 1991Q2 döneminde görülen yapısal değişimlere karşın E bütünleşme varlığı görülmektedir. Söz konusu kırılmalar, modelde en etkili bağımsız değişkenlerden olan politik istikrarsızlıkla açıklanabilir. Gerek 1991 yılında gerekse 2002 yılında yapılan seçimler, E bütünleşme ilişkisinde etkili olmuştur. 1991 yılında yapılan seçimler sonucunda Türkiye, koalisyon hükümetleri dönemine girmiştir. 2002 yılında yapılan seçim sonrasında ise tek parti hükümeti iktidara gelmiştir. 1991 yılındaki trenddeki kırılma, büyümenin ortalamasında zaman içinde yaşanan değişimi göstermektedir. Böyle bir sonucun ortaya çıkması, 1991 yılı sonrasında uygulanan ekonomi politikalarının, süreç politikaları açısından

¹¹ Rejim kaymasını dikkate alan modelin sonuçları tabloda yer almamaktadır. Çünkü test sonuçlarına göre rejim kaymasının görüldüğü herhangi bir yıla rastlanmamıştır.

de i ti ini gstermektedir. Mevcut trendin e imindeki de i im, ortalamada da bir de i imi ortaya ıkarmı tır. Bulgularımıza gre, 2002 seimlerinden sonra ortalamada bir kırılma meydana gelmi tir. Sz konusu politik sre, ekonomide yapısal bir de i imin nedeni olmu tur Bu durum 2001 Krizinin ardından gelen ekonomik konjontrn byme trendli olu u ile de aıklanabilir.

Gregory-Hansen e btnle me testinden elde edilen bulgulara gre, de i kenler arasındaki e btnle me ili kisinin, yapısal kırılmalara ra men devam etti i dikkate alınarak, Stock ve Watson'ın nerdikleri, kırılma yıllarının ve gecikmelerin de dahil edildi i dinamik EKK modelinin e btnle me sonuları u ekilde yorumlanabilir (modelde yer alan BC ve BT de i kenleri, yntemin nerdi i ekilde kukla de i kenler olarak modele eklenmi tir¹²).

Tablo 4'te yer alan, Stock-Watson modelinin sonuları de erlendirildi inde, ltufe ve okgsyih de i kenlerinin katsayılarının anlamlı ve di er uzun dnem tahmin yntemleri ile uyumlu oldu u anla ılmaktadır. Bununla beraber lpritz, lisgucu ve ygsyih de i kenlerinin katsayılarının anlamsız oldu u grlmektedir. BC de i keninin katsayısının anlamlı ıkması, uzun dnem e btnle me regresyonunda kırılmanın etkili oldu unu gstermektedir. Ancak BT kuklasının bulundu u de i kenlerin anlamsız ıkması, Stock-Watson yakla ımında e im kırılmasının etkisinin olmadı ını ifade etmektedir. Ayrıca ltufe, lisgucu ve okgsyih'nin fark de erlerinin ve gecikmeli de erlerin katsayıları anlamlı ıkmı tır. Bu durum, Stock-Watson yakla ımında dinamik bile enlerin de (farklar ve gecikmeler) etkili oldu u anlamına gelmektedir.

Tek denklem yakla ımı erevesinde ve farklı tahmin yntemleriyle gerekle tirilen bu analizlerin tahmin sonuları bir arada de erlendirildi inde; Engle-Granger, Engle-Yoo, Phillips-Hansen ve Saikkonen yntemlerinin genellikle birbirine yakın katsayı tahminleri verdikleri Tablo 4'ten izlenebilmektedir. Bu sonulardan hareketle elde edilen katsayı tahminlerinin olduka direnli (robust) oldukları sylenbilir. Stock-Watson Yntemi ise di er yntemlere gre daha kk ve istatistik olarak anlamsız katsayı tahminleri vermi tir. Stock-Watson ynteminin bu ekilde katsayı vermesi, de i kenler arasındaki uzun dnem ili kinin, yapısal kırılmalardan (ve gecikmeler ile farklardan) etkilendi ini gstermektedir. Bu durum, ekonomide dinamik faktrlerin dikkate alınması durumunda, ortaya ıkan farklı politik

¹² BC Sabitteki kaymayı; BT sabitle birlikte e imde kaymayı gsteren kukla de i kenlerdir. BC=0, 2002Q3'e kadar (2002Q3 dahil) ve BC=1, 2002Q3'den sonra. BT=0, 1991Q2 'e kadar (1991Q2 dahil) ve BT=1, 1991Q2'den sonra.

konjonktür hareketlerinin büyüme üzerinde etkili oldu u görüşünü desteklemektedir. Saikkonen ve Stock-Watson modellerinin sonuçlarına göre bu durum yorumlanacak olursa; Saikkonen yaklaşımı kırılmaları dikkate almamakta ve modelin sonucuna göre, Türkiye’de politik istikrarsızlık dinamik bir unsur olarak büyüme üzerinde etkili olmaktadır. Ancak, kırılmalar dikkate alınarak yapılan Stock-Watson modelinin sonucuna göre bu e ilimde i mektedir. Dolayısıyla, kırılma dönemlerinin, politik istikrarsızlı ın büyüme üzerindeki etkisini azalttı ı görülmektedir. Böylece içsel olarak tespit edilen 1991 yılının ikinci çeyre indeki sabitle birlikte e imde meydana gelen kırılma ve 2002 yılının üçüncü çeyre indeki sabitteki kırılma, Türkiye’de politik istikrarsızlı ın büyüme üzerindeki etkisinin azaldı ı dönemleri göstermektedir. Türkiye’de politik istikrarsızlı ı artırıcı olguların büyüme üzerinde negatif etkisi olabilmektedir. Söz konusu olgular, dinamik bir faktör olarak, ekonominin büyüme oranı üzerinde oldukça etkili olan dı sal de i kenlerdir.

Tahmin sonuçlarına göre, politik istikrarsızlıktaki artı büyümeyi olumsuz etkilerken, model içinde yer alan reel de i kenler ve kontrol de i kenleri ise büyümeyi olumlu yönde etkilemektedir.

Enflasyon oranındaki artı , cari dönemde büyümeyi talep yönlü olarak artırmaktadır. Ancak bu sonuç, ekonomi politikası önerilerinde ihtiyatla de erlendirilmelidir. Çünkü enflasyonun bir dönem gecikmeli farkının katsayısı dikkate alındı ında, etkinin negatif ve cari de i kene göre daha büyük oldu u görülmektedir. Bu nedenle ekonomide ya anan enflasyonist süreç, bir dönem sonra büyümeyi dü ürmektedir. Dolayısıyla enflasyona dayalı bir ekonomi politikasının önerilmesi mümkün de ildir.

stihdamı temsilen vekil de i ken olarak modele dahil edilen imalat sanayi i gücü kullanım endeksinde ortaya çıkan artı , büyümeyi artırmaktadır. stihdam artı ı, hem talep artı ına yol açma sı nedeniyle büyüme üzerinde talep yönlü etkileri artırarak hem de temel üretim faktörü olması nedeniyle üretimi artırarak büyüme üzerinde etkili olmaktadır.

Yatırımların GSY H’ya oranında ortaya çıkacak bir artı büyümeyi olumlu yönde etkilemektedir. Ancak, ele alınan dönemde yatırımların büyüme üzerindeki etkisinin yeterli düzeyde olmadı ı görülmektedir. Bu durum, söz konusu yatırımların üretken yatırım niteli inde de il; ikame yatırımı olarak de erlendirilebilece ini göstermektedir. Ele alınan dönem içinde, uygulanan politikalar sonucunda faiz oranlarının yükselmesinin etkisi ile üretken olmayan

rant gelirleri artmı tır. Bu nedenle, yatırımlara yönelecek fonlar, üretim dı ı alanlara yönelmi tir, denebilir.

Özel kredilerin GSY H'ya oranında ortaya çıkacak bir artı talep yönüyle büyümei artırmakla birlikte bu artı ın etkisi oldukça dü üktür. Kredi geni lemesinin büyüme üzerindeki etkisini gösteren katsayının dü üklü ü, ekonomide tasarruf artı ının yeterli derecede yatırımlara dönü türülemedi i konusunda bir bilgi olarak de erlendirilebilir. Bunda ya anan finansal krizlerin ortaya çıkardı ı e ilimin de etkisi vardır. Türkiye'de finansal krizlerin ya andı ı dönemde, faiz oranlarında önemli artı lar meydana geldi i bilinmektedir. Bu artı lar, finansal sistemde bir fon birikimine neden olmu tur. Bununla birlikte, reel faizlerin yüksek olması, dı arıdan fon arzının artmasına yol açmı tır. Ancak bu fon artı ları, ekonominin tasarruf açı ını ortadan kaldıran yapısal tedbirler sonucunda ortaya çıkmadı ı için mevcut fon birikimi, yatırımların finansmanına ve ekonomik büyümenin kayna ını olu turacak kaynaklara yönelik olmamı tır. Özetle ifade etmek gerekirse bu sürecin nedeni, ekonomideki tasarruf birikiminin krediye dönü türülmesine olanak sa layacak yapısal faktörlerin, incelenen dönemde olu turulamamı olmasıdır. Bir ba ka deyi le, finansal sektörün tasarrufları yatırımlara dönü türme i levine yönelik yeni politikalara ihtiyaç duyulmaktadır.

Sonuç

Analiz sonuçlarının genel bir de erlendirilmesi yapıldı ında, politik istikrarsızlıkla ekonomik büyüme arasında literatürde iddia edildi i gibi, ters yönlü bir ili kinin Türkiye açısından da do rulandı ı görülmektedir. Türkiye'nin içinde bulundu u ekonomik ve politik sorunlar dikkate alındı ında, gerek ekonomik alanda gerekse politik alanda yapısal de i iklikler yapılması ve bu de i iklikler yapılırken politik istikrarla büyüme yönlü refah etkisi arasındaki ili kinin ihmal edilmemesi gerekmektedir. Nitekim politik alanın kendi iç yapısından kaynaklanan politik istikrarsızlık yaratan unsurların gerekli yasal düzenlemelerle çözümlenmesine, uzla ma kültürünün içselle tirilmesine ba lı olarak parti içi demokrasiye i lerlik kazandırılmasına ve politika yapımına katkı sa layan örgütlerin kendilerini yeniden yapılandırmasına ihtiyaç duyuldu u belirgin bir ekilde ortadadır.

Türkiye'de politik sürecin arka planı, bu çalı mada analiz edilen dönemin ara tırma öncesini de içine alacak ekilde de erlendirildi inde, ekonomik alanda özellikle 1980 yılı sonrasında, köklü de i ikliklerin ya andı ı bilinmektedir. Ancak ya anan köklü de i imlere ra men iktidara gelen

hükümetler ekonomik sorunların çözümünde başarısız (gelir dağılımında iyileşmenin olmaması, borç yönetiminin iyileşmemesi, cari açıkların sürdürülemezliğin yöneltik tartımların giderek önem kazanması, uzun dönemde IMF kontrollü politikalarından vazgeçilemezlik anlayışının hükümet politikaları üzerindeki kalıcı etkisi, vb.) olmuştur. Bazı alanlarda kısmi iyileşmeler sağlanmış olsa da bu iyileşmeler kalıcı olmamış, iyileşmenin gerçekleşmesi için uygulanan politikalar, yeni sorunlar doğurtmuştur.

Bu bağlamda politik alanda yapılacak değişiklikler yanında ekonomik alanda yapılması gereken yapısal değişiklikler de ekonomik büyüme açısından oldukça önemlidir. 2006 yılı sonuna kadar uygulanan ekonomi politikaları dikkate alındığında söz konusu politikaların istihdamı artırıcı yönde olmadığını bilinmektedir. Ayrıca gerek yurtiçi tasarrufların yetersizliği gerekse tasarrufların yatırımlara dönüşürülmesinde yaşanan sorunlar dikkate alındığında, ekonomik alanda söz konusu sorunlara yönelik olarak yapısal düzenlemelerin yapılmasının gerekliliği tartışmaya açılmalıdır. 2002 yılından sonra iktidara gelen tek parti hükümeti, uzun yıllar süren koalisyon hükümetleri sonrasında politik istikrar açısından önemli bir ilerleme sağlamamakla birlikte, bu durum dünya konjonktürüne (küreselleşme sürecindeki yükselen piyasalar) bağlandı için, toplumun birçok sosyal kesiminde suni bir istikrar olgusu olarak algılanmaktadır. Nitekim bu döneme atfedilen istikrar olgusu, potansiyel olarak hükümetler açısından politik istikrar çabalarını yaptırmakla birlikte (parti örgütünde lokal bir istikrar algılaması) sosyal kesimler ve politik rakipler açısından değerlendirildiğinde; toplumsal ayrımanın ve kültürel parçalanmaların hatta “devlet ve millet” anlayışındaki gittikçe heterojenleşen algılama farklılıklarının yarattığı güvensizlik duygusu, orta ve uzun dönemde potansiyel bir istikrarsızlık beklentisi yaratmaktadır.

Özetle, politik istikrar isteyen bir demokrasi kültürüne bağlıdır. İyileşen demokrasi ise sivil ve kurumsal (resmi) otoriteler arasındaki ahengin sağlanmasına bağlıdır. Kurumlar arasındaki ahenk ise Türk milli kültür dokusundan çıkarılabilecek, tarihsel deneyimlerle desteklenmiş zihniyet olgusunun, çacıl düünce sistemine eklemlenmesine bağlıdır.

Kaynakça

ABDIWELI, M. Ali (2001), “Political Instability, Policy Uncertainty, and Economic Growth: An Emprical Investigation”, *Atlantic Economic Journal*, Vol: 29, 87–106.

ALESINA, Alberto, WEDER, Beatrice (1999), *Do Corrupt Governments Receive Less Foreign Aid*, NBER.

ALESINA, Alberto, PEROTTI, Roberto (1996), Income Distribution, Political Instability, and Investment, *European Economic Review* , 40, 1203-1228.

ASTERIOU, Dimitrios, PRICE, Simon (2001), “Political Instability and Economic Growth: UK Time Series Evidence”, *Scottish Journal of Political Economy*, Vol: 48 No:4, 383–399.

ASTERIOU, Dimitrios, ECONOMIDES, George, PHILIPOPOULOS, Apostolis ve Simon PRICE, (2000), “Electoral Uncertainty, Fiscal Policy and Economic Growth”, [www.aueb.gr/users/gecon/Asteriou%20et%20al.%20\(2000\).pdf](http://www.aueb.gr/users/gecon/Asteriou%20et%20al.%20(2000).pdf), City University.

BARRO, J. Robert (1991) “Economic Growth in a Cross-Section of Countries”, *The Quarterly Journal of Economics*, 106, 407–443.

BARRO, J. Robert, LEE, J. Wha (1994), *Sources of Economic Growth*, Canegie Rochester Conference Series on Public Policy.

BRUNETTI, Aymo, “Political Variables in Growth Regressions”, *Volatility, Uncertainty, Instability and Growth*, <http://www.rrojasdatabank.org/borner/borner6.pdf>,

CAMPOS, F. Nauro, NUGENT B. Jeffrey (2002), “Who is Afraid of Political Instability?”, *Journal of Development Economics*, Vol. 67, 157-172.

DUYGULU, Aylin Abuk (2005), “Kurala Ba lı Para Politikası Kapsamında Parasal Hedefleme: Türkiye Örne i”, *DEÜ SBE Dergisi*, Cilt:7 Sayı:4, zmir.

EASTERLY, William, REBELO, Sergio (1993) “Fiscal Policy and Economic Growth”, *Journal of Monetary Economics*, 32, 417–458.

EDIN, Per-Anders, OHLSSON, Henry (1991) “Political Determinants of Budget Deficit: Coalition Effects Versus Minority Effects”, *European Economic Review*, 35, 1597–1603.

ENGLE, F. Robert, GRANGER, W.J. Clive (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55, 251–276.

ENGLE, F. Robert, YOO, S. Byung (1991), “Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results” *Long Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Edt. Robert F. Engle, Clive W.J. Granger, Oxford University Press, New York.

EREN, Ercan, B LD R C , Melike (2001), “Türkiye’de Siyasal ve İktisadi Stokrarsızlık; 1980–2001”, *İktisat ve Finans*, 187, 27–33.

FIELDING, David (1999), *Economic Consequences of the Intifada: Investment and Political Instability in Israel*, University of Leicester, <http://www.le.ac.uk/economics/research/RePEc/lec/leecon/econ00-2.pdf>.

FRANZESE, Robert J. (1998), *Are Budget Deficit Used Strategically*, University of Michigan, <http://www-personal.umich.edu/~franzese/DebtPaper.Short.pdf>.

GRANGER, W.J. Clive, NEWBOLD, Paul (1974), “Spurious Regressions in Econometrics” *Journal of Econometrics*, 2, 111–120.

GREGORY, W. Allan, HANSEN, Bruce E. (1996), “Residual Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts”, *Journal of Econometrics*, 70, 99–126.

GRILLI, Vittorio, MASCIANDARO, Donato, ve Guido TABELLINI (1991), “Political and Monetary Institutions and Public Policies in ther Industrial Countries”, *Economic Policy*, 13, 341–392.

GÜVEL, Enver Alper (1998), “Türkiye Ekonomisinin Kısa Dönem Analizi (1987–1997): Makro Politikalar ve Ekonomik Dalgalanmalar Üzerine Ekonometrik Bir nceleme”, *Çukurova Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8, 17–42.

NSEL, Ahmet (1991), “Siyasal Bir Süreç Olarak İktisadi Kalkınma II”, *Birikim*, Sayı: 21, 12–23.

LENSINK, Robert, HERMES, Niels ve Victor MURINDE (2000), “Capital Flight and Political Risk”, *Journal of International Money and Finance*, 19, 73–92.

PEROTTI, Roberto (1996), Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data Say, *Journal of Economic Growth*, 1, 149–187.

PEROTTI, Roberto, KONTOPOULOS, Yianos (1999), *Fragmented Fiscal Policy*, Columbia University, <http://www.columbia.edu/~rp41/webfragm.pdf>.

PESARAN, M. Hashem, PESARAN, Bahram (1997), *Microfit 4.0*, Camfit Data Ltd, England.

PHILLIPS, C.B. Peter, HANSEN, E. Bruce (1990), “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes”, *Review of Economic Studies*, 57, 99–125.

ROMER, David (1996), *Advanced Macroeconomics*, McGraw –Hill, Singapore.

SA KKONEN, Pentti (1991), “Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions”, *Econometric Theory*, 7, 1–21.

SALA-I MARTIN, Xavier (1997), *I Just run Four Million Regressions*, NBER Working Paper No: 4186.

STEVENS, Guy (2000), Politics, Economics and Investment: Explaining Plant and Equipment Spending by US Direct Investors in Argentina, Brazil and Mexico, *Journal of International Money and Finance*, 19, 153–183.

STOCK, James, WATSON, W. Mark (1993), “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems”, *Econometrica*, 61, 783–820.

SVENSSON, Jakob (1998), Investment, Property Rights, Political Instability: Theory and Evidence, *European Economic Review*, 42, 1317–1341.

TELATAR, Erdiñ, TELATAR, Funda (2004), “Standart IMF stikrar Politikaları: Politik stikrarsızlı a Yol Açan Bir Kanal” *letme ve Finans*, 215, 53–65.

TELATAR, Funda (2003), “Trkiye’de Politika De i kenli i le Ekonomik Byme Arasındaki Nedensellik li kileri”, *letme ve Finans*, 211, 71–91.

EK1: Literatürde Kullanılan Politik İstikrarsızlık Göstergeleri ve Etkileri

Çalışma	Politik Gösterge	Bulgu
Barro (1991)	Devrimler ve Darbeler	Büyüme ile ters yönlü ilişki
Barro (1991)	Suikastler	Büyüme ile ters yönlü ilişki
Easterly ve Rebelo (1993)	Suikastler ve savaş kayıpları	Anlamli bir ilişki yok
Barro ve Lee (1994)	Savaş ve Savaş zamanları için kukla	Anlamli bir ilişki yok
Alesina ve Perotti (1996)	Sosyo politik istikrarsızlık endeksi	Yatırımlarla ters yönlü ilişki
Perotti (1996)	Sosyo politik istikrarsızlık endeksi	Büyüme ile ters yönlü ilişki
Sala-i Martin (1997)	Politik suikastler, etnik ve dilse kesimler	Büyüme ile anlamli bir ilişki yok
Svenson (1998)	Kurumsal kalite hükümet de işimleri için kukla	Kurumsal kalite yatırımları artırmakta,
Campos ve Nugent (2002)	Sosyo politik istikrarsızlık endeksi	istikrarsızlık yatırımları artırmakta
Fielding (1999)	ntifada'nın neden oldu u kayıplar	Fiziksel sermaye olu umu ile ters yönlü ilişki
Stevens (2000)	Hükümet uzunlukları	Uzunlukla FDI arasında ters yönlü ilişki
Asteriou (2000)	Hükümet devam süresi	Devam süresi ile büyüme arasında pozitif ilişki
Grilli (1991)	Hükümet devam süresi, hükümet de işim hızı	Bütçe açısı ile ters yönlü ilişki
Edin ve Ohlsson (1991)	Koalisyon ve azınlık hükümetleri için kukla de işken	Azınlık hükümetleri bütçe açısını artırmakta, koalisyon hükümetlerinin tek parti hükümetlerinden daha fazla açısına neden oldu unanın kanıtı yok
Franzese (1998)	Hükümetteki parti sayısı ve hükümetin ideolojik parçalanma endeksi	deolojik parçalanma, açısı artırmakta
Perotti ve Kontopoulos (1999)	Hükümetteki parti sayısı ve kabinedeki elde edilen bakanlıkların sayısı	Daha yüksek parçalanma, açıkları ve harcamaları artırmakta
Eren ve Bildirici (2001)	Politik risk, koalisyon hükümetleri, seçmenlerin kararsızlığı, terör, siyasi karışıklık	Politik istikrarsızlığın, düşük büyümeye, enflasyona, düşük yatırıma, kamu harcamalarında ve faiz oranında yükselmeye neden oldu u sonucuna ula şılmı ştır
Funda Telatar F. Ve Telatar E. (2004)	Askeri müdahale olma olasılığı	Düşük büyüme oranının siyasal rejim de işikliği olasılığını dolayısıyla siyasal istikrarsızlığı artırdığı sonucuna ula şılmı şlardır.
Telatar (2003)	Politika de işkenliği (döviz kuru de işkenliği)	Düşük büyüme oranı siyasal istikrarsızlığı artırmakta
Enver Alper Güvel (1998)	Seçim ve koalisyonlar	Ekonomik de işkenlerle anlamli bir ilişki bulunamamı ştır

EK 2: Ekonometrik Analiz Srecinde Kullanılan De ėi kenler

De ėi kenler	Modellerde Kullanılan Kısaltmalar*	Açıklama	Verinin Kayna ėı
Gelir	$lrgsmh = \log(rgsmhsa)$	Sabit Fiyatlarla GSMH 1987=100	TCMB
Enflasyon	$ltufe = \log(tufesa)$	TFE 1987=100	TCMB
stihdam	$lisgucu = \log(isgucusa)$	malat sanayinde alı anlar endeksi 1997=100	TCMB
Yatırımlar	ygsyih	Gayrı Safı Sabit Sermaye Olumunun GSY H içindeki Payı	TCMB
zel Krediler	okgsyih	zel Kredilerin GSY H'ya oranı	TCMB