

TÜRKİYE KONJONKTÜR DALGALANMALARI VE REJİM DEĞİŞİMİ ANALİZİ

Yrd. Doç. Dr. Burhan KABADAYI
Erzincan Üniversitesi, İ.İ.B.F.
burhankabadayi@gmail.com

ÖZET

Çalışmada Türkiye Ekonomisinde meydana gelen dalgalanmalar kişi başına GSYİH değişkeni üzerinden Hodrick-Prescott ve Markov rejim değişimi modelleriyle analiz edilmiştir. Makalede kullanılan veriler çeyrek dönemlik veriler cinsinden olup 1987-2011 yılları arası dönemi kapsamaktadır. Sonuç olarak Türkiye Ekonomisinin iki farklı rejimde hareket ettiği gözlemlenmiştir. Ekonomide meydana gelen dalgalanmaların dönüm noktaları belirtilmiş ve dalgalanma fazlarının süreleri hesaplanmıştır.

Anahtar Kelimeler: *Rejim Değişimi, Konjonktür Dalgalanmaları, Hodrick-Prescott Filtresi, Markov Rejim Değişimi Modeli.*

THE ANALYSIS OF TURKISH BUSINESS CYCLES AND REGIME SWITCHING

ABSTRACT

In the study, the business cycles of Turkish Economy were analyzed on GDP per capita by Hodrick-Prescott filters and Markov Switching models. The time series period of the article covers the years between 1987 and 2011 in quarter term data. As a result, it is observed that Turkish Economy moves in two regimes. The turning points of the cycles were stated and the duration of the cycles phases were calculated.

Keywords: *Regime Switching, Business Cycles, Hodrick-Prescott Filter, Markov Switching Application.*

1. Giriş

Dünya Ekonomilerini etkileyen birçok değişkende inişler ve çıkışlar yaşanmakta ve bu değişimler toplumun her birimini etkilemektedir. İktisadi değişkenlerdeki bu değişim konjonktür dalgalanmaları olarak adlandırılmaktadır. Bu kadar geniş bir etki sahip olmasından dolayı konjonktür dalgalanmaları diğer bir ifadeyle iş çevirimleri iktisat yazınında önemli yer tutmaktadır. Konuyla alakalı çok sayıda teorik ve ampirik çalışma literatürde kendine yer bulmaktadır. Konjonktür dalgalanmaları şu şekilde tanımlanabilir: Konjonktür dalgalanmaları ekonomik değişkenlerde meydana gelen dalgalanmalar olup piyasalarda etkilere neden olur. Bir ekonomik değerdeki genişleme genelde tekrardan genişlemeyle sonuçlanan refah-durgunluk ve daralma-canlanma fazlarını takip etmektedir. Bu sıralama belli bir zaman diliminde ve periyodik değil ama devresel olarak *genişleme-durgunluk-daralma-canlanma-genişleme* sıralamasıyla devam etmektedir. Bir iş çeviriminin süresi bir yıldan on-yirmi yıla kadar değişebilir (Burns & Mitchell, 1946:3-6).

Ekonomilerin konjonktür dalgalanmalarının neresinde bulunduğu bilinmesi, konjonktür dalgalanmasının ve fazlarının süresinin tahmini politika tespiti ve uygulaması açısından önem taşımaktadır. Çünkü ekonomilerin daralma ve genişleme dönemlerindeki davranışları farklılaşmaktadır. Bu farklılaşma politika yapımı sürecinde önem arz etmektedir. Ekonomilerde yaşanan karmaşanın sıklığı ve süresi, daralmaya giriş ve daralmadan çıkış sürelerinin tespiti, genişlemenin ortalama uzunluğu gibi verilerin elde edilmesi ve doğru biçimde tahmin edilebilmesi politika yapımcılar ve konjonktür dalgalanmalarıyla ilgilenen araştırmacılar için önemli bilgiler arz edeceği şüphesizdir. Bu çalışmada konjonktür dalgalanmalarına yönelik iktisat literatüründe yer alan teorik ve ampirik çalışmalar incelenmiş ardından Türkiye Ekonomisinde meydana gelen dalgalanmalar kişi başına GSYİH cinsinden 1987-2011 yılları arasında çeyrek dönemlik verilerle Hodrick-Prescott ve Markov rejim değişimi modelleriyle (MS) analiz edilmiştir. Elde edilen bulgular sonuç bölümünde tartışılmıştır.

2. Literatür İncelemesi

İktisadi değişkenlerde meydana gelen dalgalanmalar üzerine iktisat bilimi zengin bir araştırmaya sahiptir. Teorik olarak konjonktür dalgalanmaları üzerine çalışmalar ekonomik verilerde belirli dönemlerle ifade edilen dalgalanmalara odaklanmaktadır. Dalgalanmaları açıklamaya ve sınıflandırmaya yönelik çalışmalardan ön plana çıkanlar; Kondratieff & Stolper (1935), Schumpeter (1935 ve 1939) ve Kuznets (1930) çalışmalarıdır.

İngiltere'ye ait mal fiyatları ve ücretler gibi serilerin uzun dönemde değişimini inceleyen Kondratieff ve Stolper, süresi 50-60 yıl arasında değişen uzun dönemli dalgalanmalara değinmektedir. Çalışmalarında 1700'lü yılların sonlarından itibaren İngiltere özelinde ve Dünya genelinde üç tür uzun dönemli dalgalanmaların mevcudiyetinden bahsedilmiştir. Schumpeter ise ekonomide meydana gelen dalgalanma ve döngülerin sebebini yeniliklere ve icatlara bağlamaktadır. Tarihsel açıdan meydana gelen buhar gücü, elektriğin icadı ve telekomünikasyon devrimleri gibi yenilikler ekonomi temelli yeni dalgalanmalara neden olmaktadır. Schumpeter ekonomik

dalgalanmaları süresine göre üçe ayırmaktadır: Kondratieff (45-60 yıl), Juglar (7-11 yıl) ve Kitchin (3-5 yıl) dalgalanmalarıdır. Kuznets ise 25-30 yıllık sürelerle gerçekleşen ve demografik ve göç gibi nedenlerle açıkladığı dalgalanmalardan söz etmektedir. Böylece Schumpeter tarafından geliştirilen üç tür dalgalanma sınıflandırmasında dördüncü olarak Kuznets Dalgası kendine yer bulmaktadır.

Konjonktür Dalgalanmalarını ampirik analizlerle inceleyen iktisat yazınında başat çalışmalardan biri Burns & Mitchell (1946) çalışmasıdır. Çalışmada, ABD, İngiltere, Fransa ve Almanya için önemli ekonomik değişkenlere ait veriler toplanmaya çalışılmıştır. Temel olarak; üretim, inşaat, ulaşım, mal fiyatları, dış ticaret verileri, gelir, kâr, tasarruflar, yatırımlar, menkul kıymetler borsası verileri, faiz oranları, bankacılık ve faiz oranları gibi değişkenlere ait veriler toplanmıştır. Verilerin zaman serisi boyutu serilere ve ülkelere göre değişiklik göstermektedir ve aylık, çeyreklik ve yıllık bazda veriler elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan serilerin genişlemede, daralmada, dipte ve zirvede geçirdiği süreler görsel ve matematiksel yöntemlerle hesaplanmıştır. Burns & Mitchell (1946:37-38) konjonktür dalgalanmalarının mevsimsel, seküler ve rastgele hareketleri barındırabileceğinden bahsetmiş ve serileri mevsimsellikten arındırarak analizlerini gerçekleştirmiştir. Konjonktür dalgalanmalarında seküler değişimlerin etkileri çok küçük bulunmuştur (Burns & Mitchell, 1946:412).

Diebold & Rudebusch (1996) çalışmasında 1952 ila 1993 yıllarını kapsayan çeyrek dönemlik verilerle ABD *uyum göstergelerini* analiz etmiştir. Söz konusu indeksler için elde edilen bulgular ortak sonuç vermiştir. ABD Ekonomik Araştırmalar Bürosu (NBER) tarafından belirtilen 1958, 1960, 1970, 1974, 1980, 1982 ve 1990 yılları daralması analizlerde açıkça ortaya konmuştur. Çalışmada Markov rejim değişimi modelleri kullanılmış ve genişlemede bulunan sürenin daralmada bulunan süreden daha uzun olduğu görülmüştür. Diebold ve Rudebusch serilerdeki rejim değişikliğini test etmek için Garcia (1992)'ye atfen iki rejimin olasılık yoğunluk fonksiyonu kullanılmıştır. Garcia (1992)'den elde edilen kritik değerlere göre rejimler arası değişim yoktur sıfır hipotezi söz konusu endeksler için reddedilmiştir.

Nefçi (1984) çalışmasında ise ABD işsizlik oranlarında yıllara göre meydana gelen değişimi Markov süreciyle incelenmiş ve sonuç olarak işsizlik oranları serisinin farklı rejimlerde hareket ettiğine değinmiştir. Liboshi (2007) Japon Ekonomisi *çakışık göstergesinde*¹ konjonktür dalgalanmalarının analizi için rejim değişimi modeli uygulamıştır. Çalışmada veriler aylık veri cinsinden 1982 ve 2004 yılları arasında toplanmıştır. Rejim değişimi Bayesyen çıkarsama Markov Zinciri Monte Carlo Similasyonu (MZMC) modeliyle araştırılmıştır. MZMC modelinden elde edilen sonuçlar, MS modellerine göre Japon Ekonomisi için daha uzun genişleme süresi göstermiştir. Her iki modelde de çakışık gösterge için iki farklı rejime vurgu vardır.

Alizadeh vd. (2008) New York Ticaret Borsasında işlem gören bazı enerji ürünlerinin vadeli işlemler piyasası değerlerinde (hedging oranlarında) herhangi bir rejim değişiminin olup olmadığını MS modelleriyle incelemiştir. Çalışmadaki amaç ham petrol, kurşunsuz benzin ve ısınma amaçlı kullanılan yakıtların future ve spot piyasaları arası dinamik ilişkinin varlığının MS rejim değişimi modelleriyle

¹Ekonomide belli bir sektörde ekonomik durumu yansıtmak amacıyla o sektöre ait istihdam oranları, reel ücretler, haftalık ortalama çalışma saati ve işsizlik oranlarının alışımla oluşturulan endeks türüdür.

sınanmasıdır. Çalışmaya ilişkin veriler haftalık veri cinsinden 1991 ile 2006 yılları arasında toplanmıştır. Farklı piyasa koşullarında asimetrisinin olduğu sonucu elde edilmiştir.

Moore & Wang (2007) Avrupa Birliği'ne yeni üye olan devletler; Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Slovenya ve Slovakya'nın menkul kıymetler piyasalarındaki oynaklıkların AB'ye üyelik sonrası ve öncesine göre değişiklik gösterip göstermediği MS rejim değişim modelleriyle incelemişlerdir. Zaman serisi boyutu 1994-2005 dönemlerini kapsayan çalışmada söz konusu ülkelerin AB'ye katılımının ilk dönemlerinde yüksek oynaklığa sahip rejimde bulunmalarına rağmen bu ülkeler, sonraları düşük oynaklığa sahip rejimlerde bulunmuşlardır. AB'ye üyelik sürecinde ülkelerin menkul kıymetlerindeki oynaklıklar azalmıştır. Bazdresch & Werner (2005) Meksika para birimi pesoda meydana gelen dalgalanmalar MS rejim değişimi modelleriyle araştırılmış ve sonuç olarak pesonun değer kazandığı dönemlerde düşük oynaklığa sahip rejimlerde bulunduğu, peso değer kaybettiğinde ise yüksek oynaklığa sahip rejimlerde bulunduğu gözlenmiştir.

Altug & Bildirici (2010) 22 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin GSYİH büyüme oranlarında olası rejim değişimleri Markov rejim değişimi modelleriyle incelemişlerdir. MS modelleri her 22 ülke için ayrı ayrı düzenlenmiş ve elde edilen sonuçlar diğer çalışmalarla ve Harding Pagan (HP) yaklaşımı sonuçlarıyla kıyaslanmıştır. Çalışmada çeyrek dönemlik veriler kullanılmıştır ve zaman serisi örneklem büyüklüğü ülkelere göre değişmektedir. Ülkelerin zaman seri gözlem boyutu 70 ile 194 arasında değişmektedir. Türkiye serileri 1987:1 ile 2009:2 arası dönemi kapsamaktadır. Sonuç olarak gelişmiş ülkelerde konjonktür dalgalanmalarının birbirlerine benzediği ve Avrupa Birliği (AB) ülkelerinde daralma dönemlerinin daha hafif geçtiği gözlenmiştir. Gelişmekte olan ülkelerde ise konjonktür dalgalanmaları heterojen bir yapı arz etmektedir. HP yaklaşımıyla elde edilen sonuçlar MS modeliyle genelde tutarlılık göstermektedir. AB ülkeleri özelinde ise HP yöntemi MS modeline göre daha dar resesyon dönemi ve daha geniş genişleme dönemi hesaplamıştır. Moolman (2004) yıllara göre Güney Afrika GSYİH büyüme oranlarındaki rejim değişimi doğrusal modellerle ve MS modeliyle incelemiştir. Çalışmada çeyrek dönemlik veriler 1978-2001 yılları arasında toplanmıştır. Çalışmada rejim değişimi logit modellerler ve MS modelleriyle test edilmiştir ancak MS modellerinin üstünlüğüne vurgu vardır. Sonuç olarak Güney Afrika ekonomisi iki farklı rejimde hareket ettiği gözlenmiştir: Yüksek büyüme ve düşük büyüme rejimleri. MS ve Logit modelleri konjonktür dalgalanmalarında dönüm noktalarını yakalamakta ancak MS modeli tahminlerde daha az hata yaptığı belirtilmiştir.

Türkiye boyutunda konjonktür dalgalanmalarını inceleyen çalışmalardan bazıları: Bildirici & Bozoklu (2010), Karabulut (2005), Yamak & Topbaş (2008), Akgül vd. (2007), Bilgili vd. (2012) ve Açıkgöz (2008) çalışmalarıdır. Bildirici & Bozoklu (2010) çalışmalarında Türkiye üzerinde sanayi üretim endeksi, reel kesim üretim endeksi ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası 100 Endeksi üzerinde rejim değişimini doğrusal olmayan zaman serileri modelleriyle incelemişlerdir. Çalışma 1989 ve 2009 yılları arası aylık veriler cinsinden ifade edilmiştir. Makalede özellikle doğrusal olmayan çok değişkenli model MS-VAR modeli üzerine vurgu vardır. Sanayi Üretim Endeksi ve Reel Kesim Üretim endeksi arasındaki ilişkiyi incelemeye yönelik MS-VAR

modelinde rejim sayısı LR testleri vasıtasıyla ölçülmüş ve rejim değişiminin olmadığı sıfır hipotezi reddedilmiştir. Sonuç olarak Sanayi Üretim Endeksi ve Reel Kesim Güven endeksi arasındaki ilişkiden hareketle rejim sayısı üç bulunmuştur. Ekonominin gerilemede geçirdiği sürenin genişlemede geçirdiği süreden daha az olduğu gözlenmiştir. Reel kesim üretim endeksi ile İMKB 100 endeksi arasında kurulan MS-VAR modelinde de üç rejimden bahsedilmektedir. Çalışmada konjonktür dalgalanmalarının ülke ekonomisini etkiledikleri ifade edilmektedir.

Karabulut (2005) Türkiye Konjonktür dalgalanmalarını probit modellerle tahmin etmeye çalışmıştır. NBER resesyon tanımından hareketle iki dönem ardı ardına negatif büyümenin yaşandığı çeyrek dönemler daralma dönemi, diğer dönemler ise daralmanın olmadığı dönemler şeklinde bağımlı değişken oluşturulmuştur. Oluşturulan nitel bağımlı değişken üzerinde faiz oranları, döviz kurları, döviz rezervleri, M2 para arzı, imalat sanayi kapasite kullanımı ve toplam kredi hacminin etkileri incelenmiştir. Model 1988:1 ila 2004:2 dönemlerini kapsamaktadır ve çeyrek dönemlik veriler kullanılmıştır. Modelde istatistiki açıdan anlamlı bulunan değişkenler kapasite kullanımı ve döviz rezervleridir. Rezervlerde ve kapasite kullanımında azalma ülkenin resesyona girme olasılığını arttırmaktadır. Çalışma Türkiye'nin resesyona girmesindeki nedenleri açıklamaya yönelik ampirik bir analiz sunsa da durgunluk ve canlanma dönemleri hakkında fikir vermemektedir.

Yamak & Topbaş (2008) çalışmalarında Türkiye stok değişimleri ve konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkiyi 1987:1 ila 2006:2 dönemleri arasında çeyrek dönemlik verilerle ARIMA ve Hodrick Prescott filtre analizi yöntemleriyle incelemiştir. Sonuç olarak stokların konjonktürel dalgalanmaları etkilediğine ulaşılmıştır. Akgül vd. (2007) Türkiye cari açığının doğrusal olmayan zaman serisi modelleriyle, TAR, STAR ve Markov rejim değişimi modelleri, açıklamaya ve cari açığın rejim değişikliği gösterip göstermediği incelemeye çalışmışlardır. Modeller 1992:1 ila 2006:12 dönemleri arası aylık verilerle oluşturulmuştur. Kullanılan üç modelin sonuçlarına göre Türkiye cari açığında iki rejim bulunmuş ve cari açığın rejimlere göre farklılık gösterdiği belirtilmiştir. Cari açığı açıklayan görece en iyi modelin Markov rejim değişimi modeli olduğu belirtilmiştir.

Açıkgöz (2008) makalesinde Türkiye GSYİH büyüme oranları ve Sanayi Kesimi büyüme oranları üzerinde rejim değişimlerini test etmek için Markov değişim modelleri kullanılmıştır. Çalışma 1924 ve 2005 yılları arası dönemi kapsamaktadır. Doğrusalsızlık testleri (nonlinearity tests) sonuçlarına göre iki seri için doğrusal olmayan modellerin uygun olduğuna karar verilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre GSYİH büyüme oranlarında ve Sanayi Kesimi büyüme oranlarında rejim değişikliği tespit edilmiştir.

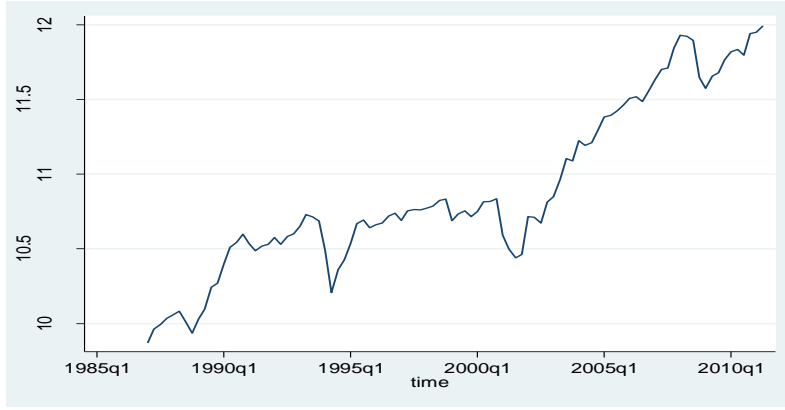
Bilgili vd. (2012) dolaylı yoldan Türkiye'ye ait önemli makro ekonomik değişkenlerde konjonktür hareketleri incelemiştir. Türkiye doğrudan yabancı sermaye akımlarında olası rejim değişiklikleri ve doğrudan yabancı sermaye akımlarını açıklayan değişkenlerin katsayılarının rejimlere göre değişiklik gösterip göstermediği MS modelleriyle incelemiştir. Açıklayıcı değişkenler ise Türkiye büyüme oranları, iş gücü maliyeti, elektrik fiyatları, çeşitli yakıtların ve kömürlerin fiyatları, ihracat ve ithalat büyüme oranları, iskonto oranları ve ülke risk endeksi olarak belirlenmiştir. Çalışmada kullanılan seriler 1988 ve 2010 yılları arası çeyrek dönemlik veriler halinde

toplanmıştır. Sonuç olarak doğrudan yabancı sermaye hareketlerinin doğrusal olmadığı ve iki rejime sahip olduğu belirlenmiştir. Çalışmanın diğer önemli bulgusu ise açıklayıcı değişkenlerin katsayılarının rejime göre değişiklik gösterdiği'dir.

3. Veri ve Ampirik Analiz

Türkiye kişi başına GSYİH'sı 1987 yılının ilk çeyreğinden 2011 yılının 2. çeyreğine kadar Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasından temin edilmiştir. Elde edilen seri Tramo-Seats yöntemi vasıtasıyla mevsimsellikten arındırılmıştır ve logaritmik değerleri kullanılmıştır. Mevsimsellikten arındırılmış Türkiye kişi başına GSYİH'nin logaritmik değeri Şekil 1'de verilmiştir.

Şekil 1: Türkiye Kişi Başına GSYİH



3.1. Birim Kök Testleri

Çalışmada ilk önce serilerin durağanlık durumları incelenecektir. “Ortalaması ile varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreç için durağandır” denir (Gujarati: 2009: 713).

Türkiye kişi başına GSYİH serisinin birim kök özellikleri Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi ve Phillips Perron (PP) birim kök testleriyle incelenmiştir ve sonuçlar Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1: Birim Kök Testleri

Değişkenler		ADF		PP	
		Sabit	Sabit ve Trendli	Sabit	Sabit ve Trendli
LGDPSCSA		-0,516	-2,367	-0,516	-2.188
Δ LGDPSCSA		-7.855 ^A	-7.821 ^A	-7.864 ^A	-7.830 ^A
Kritik Değerler	% 1	-3.499	-4.056	-3.499	-4.055
	% 5	-2.891	-3,457	-2.891	-3.456
	% 10	-2.582	-3,154	-2.582	-3.154

Not: Birim kök testlerinde Schwarz bilgi kriteri dikkate alınmıştır. Maksimum gecikme 11 seçilmiştir. c, b ve a simgeleri sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyini belirtir. PP testi için Bartlett kernel spectral tahmin yöntemi kullanılmış ve bandwidth seçimi için Newey- West Bandwidth seçilmiştir.

Birinci nesil birim kök testleri sonuçlarına göre LGDPPCSA değişkeni düzey değerinde birim kök içermektedir yani Türkiye kişi başına GSYİH değişkeninde meydana gelecek şoklar değişkende kalıcı etkiler bırakmaktadır. Birinci farkları alınmış kişi başına GSYİH değişkeninin ADF ve PP birim kök testlerine göre sabitli, sabitli ve trendli şekilde oluşturulan denklemlere göre durağan bulunmuştur.

Yapısal kırılmaları içerebilen birim kök testlerinden Zivot & Andrews (1992) tarafından geliştirilen ve aynı adla adlandırılan birim kök testleri; ortalamada (Model A) trendde (Model B) ve trendde ve ortalamada (Model C) gerçekleştirilmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 2’de belirtilmiştir.

Tablo 2: Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Değişken: LGDPPCSA			
Düzyey Değerde			
	Model A	Model B	Model C
Gecikme	4	4	4
Yıl	2004:1	2001:3	2001:1
t istatistiği	-3.578	-3.597	-3.847
Birinci Dereceden Farkta			
	Model A	Model B	Model C
Gecikme	4	4	4
Yıl	2002:2	1994:2	2002:2
t istatistiği	-7.630	-6.709	-7.716
%1 Kritik Değer	-5.43	-4.93	-5.57
%5 Kritik Değer	-4.80	-4.42	-5.08

Türkiye kişi başına GSYİH değişkeni için düzey değerler ve birinci dereceden farkı alınmış değerler için oluşturulan Zivot-Andrews birim kök testinden elde edilen t istatistiği değerleri kritik değerlerle kıyaslandığında, serinin düzey değerinde birim kök içerdiği ancak birinci dereceden farkları alınarak durağanlaştığı gözlenmektedir.

3.2. BDS Doğrusalsızlık Testi

Analize tabi tutulan LGDPPCSA serisi için uygun gecikme uzunluğunun araştırılması amacıyla AR(p) modeli oluşturulmuş ve uygun gecikme sayısı 1 olarak tespit edilmiştir. *Model doğrusaldır* sıfır hipotezini test etmek için BDS doğrusalsızlık testi uygulanmıştır. Sonuçlar Tablo 3’te verilmiştir.

Tablo 3: BDS Testi Sonuçları

ε	0.0418	0.0837	0.125	0.167
m				
2	1,341 (0,179)	1,938 (0,052)	2,308 (0,021)	1,800 (0,071)
3	1,641 (0,100)	1,708 (0,087)	1,687 (0,091)	1,214 (0,224)
4	1,191 (0,233)	1,638 (0,101)	1,415 (0,156)	0,755 (0,450)
5	0,672 (0,501)	1,441 (0,1140)	1,277 (0,20)	0,810 (0,417)
6	-0,086 (0,930)	1,201 (0,229)	1,109 (0,267)	0,726 (0,467)

Not: m: embedding dimension, ε : dönüm noktaları. Parantez içi ifadeler olasılık değerleridir.

BDS testi sonuçlarına göre *model doğrusaldır* sıfır hipotezini reddedilmiştir. Testin R kodları için Ekler bölümüne bakınız.

3.3. Hodrick-Prescott (HP) Filtreleme Yöntemi

Y_t şeklinde tanımlanan bir zaman serisi, kendi içinde trend veya büyüme birleşeni (g_t) ve konjonktür unsuru (c_t) içerebilmektedir.

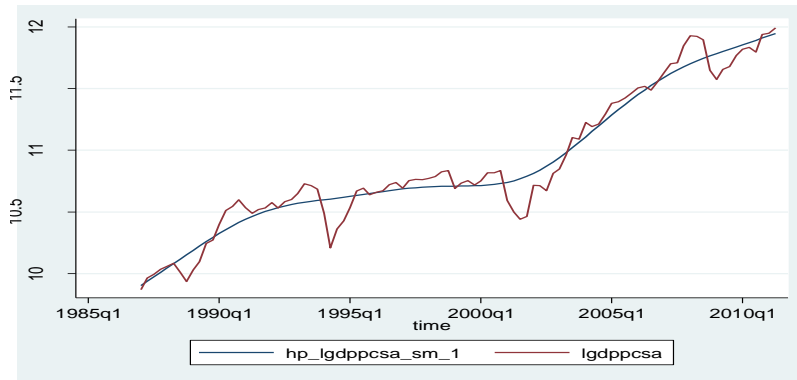
$$Y_t = g_t + c_t \quad (1)$$

Hodrick & Prescott (1981) Y_t serisinden konjonktür unsuru ayırtmak için şu işlemi kullanır:

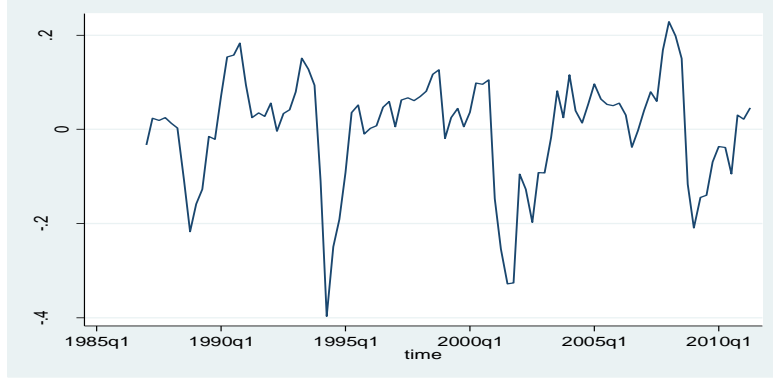
$$\text{Min } \sum_{t=1}^T (Y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \quad (2)$$

Bu çalışmada Hodrick & Prescott (1981) önerisiyle λ 1600 alınmıştır ve sonuçlar Şekil 2 ve 3'te gösterilmiştir.

Şekil 2: Türkiye Kişi Başına GSYİH ve HP Trend Değeri



Şekil 3: Türkiye Kişi Başına GSYİH ve HP Konjonktür Değeri



$hp_lgdppcsa_sm_1$ değişkeni Türkiye kişi başına GSYİH'nın büyüme ve trend unsurunu ifade etmektedir. $hp_lgdppcsa_1$ değişkeni ise konjonktür unsurudur.

Şekil 3'te kişi başına GSYİH verisinin konjonktür unsuru incelendiğinde, Türkiye'nin 1990 öncesi, 1994, 2001 ve 2008 krizleri dönemi kırılmaları görsel olarak tespit edilebilmektedir.

3.4. Markov Rejim Değişimi Modeli

Çalışmada Markov Rejim Değişimi Modellerin kullanılması tercih edilmiştir. MS modelleri SETAR, TAR ve STAR modelleri gibi diğer rejim değişim modellerinin ötesinde herhangi bir zaman diliminde hangi rejimde bulunduğu olasılığını vermektedir (Açıkgöz, 2008: 142). Ayrıca MS modelleri farklı rejim özelliklerine göre verilerin dalgalanma özellikleri hakkında araştırmacılara bilgi sunduğu gibi dalgalanmaların dönüm noktaları ve dalgalanma fazlarında bulunulan süre hakkında bilgi vermektedir (Altug & Bildirici, 2010: 3-4).

X_t şeklinde tanımlanan bir zaman serisini birinci dereceden otoregresif süreçle, AR(1), şu şekilde ifade edebiliriz:

$$X_t = c_1 + \phi X_{t-1} + e_t \quad (3)$$

X_t serisinde herhangi bir zaman diliminde serinin ortalamasını etkileyecek bir değişim olduğunda model artık yeni bir sabitle gösterilir:

$$X_t = c_2 + \phi X_{t-1} + e_t \quad (4)$$

X_t zaman serisini sadece 3 veya 4 nolu eşitliklerle ifade etmek eksik kalacaktır. Bu nedenle X_t serisi iki rejimli şu şekilde gösterilir (Tsay, 2005: 164):

$$x_t = \begin{cases} c_1 + \sum_{i=1}^p \phi_{1,i} x_{t-i} + a_{1t} & \text{eğer } s_t = 1 \\ c_2 + \sum_{i=1}^p \phi_{2,i} x_{t-i} + a_{2t} & \text{eğer } s_t = 2 \end{cases} \quad (5)$$

Eğer seri birinci rejimde bulunuyorsa $s_t = 1$, ikinci rejimde bulunuyorsa $s_t = 2$ değerini almaktadır.

İki rejimli Markov Zinciri geçiş olasılıkları matrisi şu şekilde belirtilmiştir:

$$P = \begin{matrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{matrix} \quad (6)$$

$P_{11} = [S_t=1|S_{t-1}=1] = p$; birinci rejimden birinci rejime geçiş olasılığını vermektedir.

$P_{12} = [S_t=2|S_{t-1}=1] = 1-p$ birinci rejimden ikinci rejime geçiş olasılığını vermektedir.

$P_{21} = [S_t=1|S_{t-1}=2] = q$ ikinci rejimden birinci rejime geçiş olasılığını vermektedir.

$P_{22} = [S_t=2|S_{t-1}=2] = 1-q$ ikinci rejimden ikinci rejime geçiş olasılığını vermektedir (Hamilton, 1989: 360).

Model Türkiye kişi başına GSYİH serisi için iki rejimi içerecek şekilde kurgulanmıştır. Birinci rejim daralma ikinci rejim ise genişleme süreçlerini ifade etmektedir. Logaritmik olabirlik yöntemiyle model oluşturulmuştur. Türkiye kişi başına GSYİH değerleri için MS oluşturulmuş ve elde edilen bulgular grafik halinde Şekil 4'te gösterilmiştir. Çalışmanın katsayıları ekler bölümünde Tablo 1'de verilmiştir.

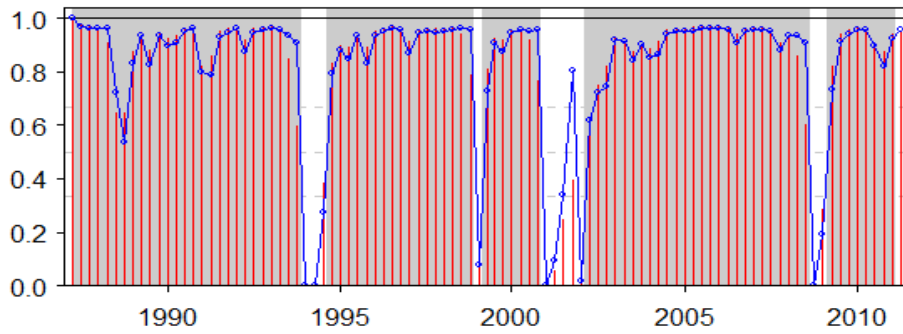
Bu çalışmada gecikme sayısı Akaike Bilgi Kriterinden (AIC) hareketle 1 seçilmiştir. Oluşturulan MS modeli rejimler arası geçiş olasılıkları matrisi şu şekilde hesaplanmıştır.

$$P = \begin{matrix} 0,58 & 0,42 \\ 0,09 & 0,91 \end{matrix} \quad (7)$$

Elde edilen bulgulara göre;

- Daralma fazında daralma fazına geçiş olasılığı % 58.
- Daralma fazından genişleme fazına geçiş olasılığı %42.
- Genişleme fazından daralma fazına geçiş olasılığı %9.
- Genişleme fazından genişleme geçiş olasılığı %91.

Şekil 4: Türkiye Kişi Başına GSYİH Markov Rejim Değişimi Modeli



Birinci rejimde yani daralmanda ortalama büyüme oranı $-0,039$ ($-%3,9$), genişleme dönemi ortalama büyüme oranı ise $0,035$ ($%3,5$) bulunmuştur.

MS Rejim Değişimi modeline göre Türkiye'nin genişlemede bulunduğu süre 11 yıl, resesyonda bulunduğu süre ise yaklaşık iki çeyrek dönemdir. Türkiye'nin

genişlemede bulunduğu süre daralmada bulunduğu süreden fazladır. Elde edilen bu bulgu Bildirici & Bozoklu (2010) çalışması sonuçlarıyla benzerlik göstermektedir. Resesyondan genişlemeye çıkış süresi yaklaşık iki çeyrek dönem alırken genişlemeden daralmaya giriş süresi çeyrek dönem almaktadır.

Elde edilen bulgular Altuğ & Bildirici (2010) ve Açıkgöz (2008) çalışmalarıyla paralellik arz etmektedir. Söz konusu iki çalışma ve mevcut çalışmada Türkiye Ekonomisinin iki farklı rejimde hareket ettiği gözlenmiştir.

4. Sonuç

Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde birçok ülkedeki önemli makroekonomik değişkenlerin doğrusal değil fakat farklı rejimde ve doğrusal olmayan biçimde hareket ettikleri gözlenmiştir. Bu çalışmada ise Türkiye Ekonomisindeki konjonktür dalgalanmaları kişi başına GSYİH değişkeni üzerinden incelenmiştir ve Dünyanın birçok ülkesinde olduğu gibi Türkiye Ekonomisi de farklı rejimlerde ve doğrusal olmayan biçimde hareket etmektedir.

Çalışmada Hodrick-Prescott filtre yöntemi ve Markov Rejim Değişimi modelleriyle Türkiye ekonomisindeki rejim değişimleri incelenmiştir. Hodrick Prescott filtre yöntemi ve Markov Rejim Değişimi modeli konjonktür fazlarının dönüm noktaları hakkında benzer sonuçlar vermiştir. MS modelinden elde edilen sonuçlara göre Türkiye Ekonomisi genişleme ve daralma dönemleri olarak iki farklı rejimde hareket ettiği gözlenmiştir. Türkiye genişleme sürecinde ortalama 11 yıl ve daralma döneminde ise iki çeyreklik dönemde bulunmaktadır. Türkiye'nin resesyona giriş süresi ile resesyondan çıkış süresi farklılık göstermektedir. Krizlere daha hızlı giren Türkiye krizden görece daha yavaş çıkmaktadır. Ülkenin krize giriş hızı çeyrek dönem alırken krizden çıkışı iki çeyrek dönem almaktadır. Ayrıca Türkiye'nin genişlemede bulunduğu süre daralmada bulunduğu süreden daha fazladır.

Türkiye kişi başına GSYİH'daki kırılmalar hem Hodrick Prescott filtre yöntemi hem de MS Rejim Değişimi modelleriyle incelendiğinde 1987 yılından sonra Türkiye'de tecrübe edilen ekonomik krizlerle paralellik arz etmektedir. 1994 Çiller Krizi, 1999 Doğu Asya Krizi, 2001 Bankacılık Krizleri ve 2008 Küresel İpotekli Emlak Piyasası Krizi her iki modelde de görsel olarak izlenebilmektedir. Türkiye'nin tecrübe ettiği ekonomik krizlerden 1994 Çiller Krizi, 1999 Doğu Asya Krizi ve 2008 Küresel İpotekli Emlak Piyasası Krizi v şeklinde hareket etmiş, 2001 Bankacılık Krizi ise w şeklinde hareket etmiştir. 2001 Bankacılık Krizinde iki dip noktası dikkat çekmektedir.

Kaynakça

- Açıkgöz, Ş. (2008). An analysis of business cycles under regime shifts: The Turkish economy and industrial sector. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 23(2), 135-151.
- Akgül, I., Koç, S., & Koç, S. Ö. (2007). *Cari işlemler dengesi rejim değişim modelleri ile modellenebilir mi?* 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi, Malatya.
- Alizadeh, A. H., Nomikos, N. K. & Poulialis, P. K. (2008). A Markov regime switching approach for hedging energy commodities. *Journal of Banking & Finance*, 32, 1970-1983.

- Altuğ, S. ve Bildirici, M. (2010). *Business cycles around the globe: A regime switching approach*. International Business Cycle-Linkages, Differences and Implications, Budapeşte.
- Bazdrescha, S. & Werner, A. (2005). Regime switching models for the Mexican peso. *Journal of International Economics*, 65, 185–201.
- Bildirici, M. & Bozoklu, Ü. (2010) Beklentilerin ekonomi üzerindeki etkileri: MS-VAR yaklaşımı. *TÜSİAD-KOÇ University Economic Research Forum*, Working Paper, 1019.
- Bilgili, F., Tülüce, N. S. H. & Doğan, İ. (2012). The determinants of FDI in Turkey: A Markov regime-switching approach. *Economic Modelling* 29, 1161–1169.
- Burns, A. F. & Mitchell W. C. (1946). Measuring business cycles. *NBER*, 0-870-14085-X.
- Diebold, F. X. & Rudebusch, G. (1996). Measuring business cycles: A Modern perspective. *Review of Economics and Statistics*, 78, 67-77.
- Garcia, R. (1992). Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models. *Manuscript, Department of Economics, University of Montreal*.
- Gujarati, D. N. (2009). *Temel ekonometri*. (Çev. Ü. Şenesen, G. G. Şenesen) İstanbul: Ayhan Matbaası.
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2), 357-384.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1).
- Karabulut, G. (2005). Konjonktürün dönüm noktalarının tahmini için bir probit modeli: Türkiye örneği. *D.E.Ü.İ.B.F. Dergisi*, 20(2), 1-9.
- Kondratieff, N. D. & Stolper, W. F. (1935). The long waves in economic life. *The Review of Economics and Statistics*, 17(6), 105–115.
- Kuznets, S. (1930). *Secular movements in production and prices: their nature and bearing upon cyclical fluctuations*. Cambridge: MA: Harvard University Press.
- Iiboshi, H. (2007). Duration dependence of the business cycle in Japan: A Bayesian analysis of extended Markov switching model. *Japan and the World Economy*, 19, 86–111.
- Moolman, E. (2004). A Markov switching regime model of the South African business cycle. *Economic Modelling*, 21, 631–646.
- Moore, T. & Wang, P. (2007). Volatility in stock returns for new EU member states: Markov regime switching model. *International Review of Financial Analysis*, 16, 282–292.

- Nefçi, S. N. (1984). Are economic time series asymmetric over the business cycle? *Journal of Political Economy*, 92(2).
- Schumpeter, J. A. (1935). The analysis of economic change. *The Review of Economics and Statistics*, 17(4).
- Schumpeter, J. A. (1939). *Business cycles. a theoretical, historical and statistical analysis of the capitalist process*. New York: Mc Graw-Hill.
- Tsay, R. S. (2005). *Analysis of financial time series*. USA: Wiley.
- Yamak, N. & Topbaş, F. (2008). *Stok yatırımları ve konjonktürel dalgalanmalar*. 2. Ulusal İktisat Kongresi, İzmir.
- Zivot, E. & Andrews; D. W. K. (1992). Further evidence of great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

Ekler

Tablo 1: MS Modeli Katsayıları

Parametreler	Katsayılar	z değerleri
c1	-0,220 ^A	-5,747
c2	0,033 ^A	4,753
Ø	0,027	0,247
σ	-2,780 ^A	-35,550
p11	0.58	
p22	0.91	
J-B	36,800 ^A	
Log likelihood	114,881	
DW	1,763	
AIC	-2,268	

Not: A %1 önem düzeyinde anlamlılığı belirtmektedir. J-B Jarque-Bera dağılımı, DW Durbin Watson istatistiği AIC Akaike Bilgi Kriterini ifade etmektedir.

