

Konjonktürel Dalgalanmaların Markov Rejim Değişim Modeli ile İncelenmesi¹

Gökhan DENİZ²
Hakan TÜRKAY³

Geliş Tarihi/ Received	Kabul Tarihi/ Accepted	Yayın Tarihi/ Published
16/12/2019	02/04/2020	15/04/2020
Citation/Atf: Deniz, G.ve Türkay, H., (2020), Konjonktürel Dalgalanmaların Markov Rejim Değişim Modeli ile İncelenmesi, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 34(2): 515-530, DOI: 10.16951/atauniibd.660167		

Öz: Türkiye Cumhuriyeti Devleti kurulduğu andan itibaren; savaş, deprem, küresel krizler ve askeri darbeler gibi ekonomiyi derinden etkileyen birçok olay tecrübe etmiştir. Bu tür olaylar iktisadi konjonktür üzerinde etkilere neden olmuş ve yapısal kırılmalar şeklinde karşımıza çıkmıştır. Ekonomik konjonktür üzerinde meydana gelen rejim değişikliklerinin süre fazlarının hesaplanması, rejimler arası geçişin olasılıksal olarak tespiti ileriye dönük yapılacak olan politika tespitleri için önem arz etmektedir.

Bu çalışmada Türkiye Cumhuriyeti Devleti'ne ait 1923-2018 GSYH değerleri ele alınarak iktisadi konjonktür yapısının rejim değişimlerine maruz kalıp kalmadığı Markov Rejim Değişim Modeli ile tespit edilmeye çalışılmıştır. Araştırma bulgularına göre; ülke ekonomisi daralma ve genişleme olmak üzere iki farklı rejimde hareket etmekle birlikte genişleme rejiminde yüksek kalıcılık sergilemiştir. Rejimler arası geçişin şekli yumuşaktır.

Anahtar Kelimeler: Markov Rejim Değişim Modeli, BDS Testi, Durağanlık Analizi

Investigation of Conjunctural Waves with Markov Regime Change Model

Abstract: From the moment of establishment of the Republic of Turkey; has experienced many events that have deeply affected the economy, such as war, earthquakes, global crises and military coups. Such events have had an impact on the economic conjuncture and have emerged as structural breaks. Calculation of the time phases of the regime changes occurring on the economic conjuncture and the probabilistic determination of the transition between the regimes are important for the future policy determinations.

In this study, 1923-2018 GDP of the Republic of Turkey to the values that were exposed to Markov regime change by considering the structure of economic conjuncture has tried to identify with the model. According to the research findings; Although the economy of the country acts in two different regimes as contraction and expansion, it has exhibited high permanence in the expansion regime. The transition between regimes is soft.

Keywords: Markov Regime Change Model, BDS Test, Stationarity Analysis

¹Bu çalışma Doç. Dr. Hakan TÜRKAY danışmanlığında Cumhuriyet Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsünde yürütülen Konjonktürel Dalgalanmaların Markov Rejim Değişim Modeli ile Modellenmesi başlıklı yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

²Doktora Öğrencisi, Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, <https://orcid.org/0000-0003-1838-9918>

³Doç. Dr., Cumhuriyet Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, <https://orcid.org/0000-0001-8048-5332>

EXTENDED SUMMARY

Research Problem: The aim of this study was to determine the number of regimes in 1923-2018 GDP value of Turkey's economy and reveal the shape of the transition between regimes.

Research Questions:

What is the number of Turkey's economy regime?

What is the mode of transition between regimes in the GDP values?

Is there high persistence in the regimes?

What are the time phases of regimes?

Literature Review: When the national and international literature studies are examined, it is seen that the growth values of the national economies are not linear but non-linear and also acting in different regimes.

Regime change models were first developed by Hamilton in 1989 in order to analyze the cyclical waves and to determine the turning points in the USA. The basic idea underlying Hamilton's work is that the economy is fragmented, expansion and narrowing, and the transition from one state to another is expressed as probabilistic. In this study, Hamilton demonstrated that the US economies act in two different regime.

Methodology: Data set used in the study showing the growth of Turkey's economy and the value is composed from annual data set covering the period 1923-2018. In the analysis, a linear MS-AR model was established to determine the appropriate lag length without autocorrelation and varying variance problems. Residue series belonging to linear model were formed and BDS test was performed. As it is concluded that it is a nonlinear structure according to BDS test results, the analysis is tried to be estimated by nonlinear methods.

Results and Conclusions: According to the research findings; Although the economy of the country acts in two different regimes as contraction and expansion, it has exhibited high permanence in the expansion regime. As a matter of fact, while the country's economy is in the contraction period, the probability that the economy will be in the contraction period in the following period is $P_{00}=0,46275$; while the economy of the country is in the expansion period, the probability of the economy being in the expansion period again in the following period is determined as $P_{11}=0,92884$. Also; 1930-32, 1944-47, 1960-61, 1994 and 2001 were determined as the dates corresponding to the contraction regime. Although the GDP values of the 2009 period showed high rates of transition to the contraction regime according to Hamilton's 50% rule, it did not create any regime change.

Giriş

Yerel ekonomilerin, mikro veya makro ekonomik değişkenlerinde meydana gelen değişiklikler sarmal bir yapı oluşturup, ülke ekonomilerinde genişlemeler ve daralmalar oluşturabilmektedir. Bu genişlemeler ve daralmalar ülke ekonomisinin genel durumunu ifade etmekte ve literatürde genellikle

konjonktür dalgalanmaları veya diğer bir ifadeyle iş çevirimleri olarak yer almaktadır.

Konjonktürel dalgalanmalar birbirini takip eden iki dip nokta arasında oluşan çevrimsel süreç olarak da tanımlanabilir. Diğer bir ifadeyle; uluslararası ekonominin gelişimiyle birlikte ortaya çıkan canlanma, gelişme, gerileme ve kriz gibi dönemleri taşıyan çevrimsel bir süreçtir (Kanpalta, 2000:48).

Konjonktürel dalgalanmalar süre, şiddet ve etkiledikleri alan itibariyle birbirinden farklılaşır. Bu farklılığın ortaya çıkmasında tek neden ekonomik faaliyetlerdeki hareketlilik değildir. Üretim koşulları, iç politika, savaş ya da barış dönemleri, bulunan yeni teknik ve kaynaklar, askeri darbeler gibi birçok faktör ekonomiyi genişletme ya da daraltma fonksiyonuna sahiptir.

Konjonktürel dalgalanmalar birçok ekonominin sürekli karşı karşıya kaldıkları ve kalmaya devam edecekleri temel makro ekonomik sorunlardan bir tanesidir. 29 Ekim 1923'te Cumhuriyet' in ilan edilmesiyle resmi olarak devlet niteliği kazanan Türkiye Cumhuriyeti de, kurulduğu andan itibaren gerek global gerekse yerel bazda birçok çalkantılı dönem geçirmiştir. Bu dönemlerin ülke ekonomisi üzerinde yarattığı etkiler ve bu etkilerin süre fazları farklı olmakla beraber bu çalkantılı dönemlere giriş sebepleri de farklılık arz etmektedir.

Ülke ekonomilerinin; konjonktürün hangi noktasında bulunduğu tespit, bulunulan noktadan hareket etme hızı veya bulunduğu noktada bekleme süresi yapılacak olan politika tespitleri için önem arz etmektedir. Genişleme rejiminden daralma rejimine veya daralma rejiminden genişleme rejimine hangi hız ve sürede geçildiği bilinirse, uygulamaya konulacak olan politik kararlar daha doğru ve ülke ekonomisinin yararına tespitler şeklinde gerçekleşecektir.

Bu çalışmada Cumhuriyetten bu yana Türkiye ekonomisinde meydana gelen konjonktür hareketlerinin incelenmesi, bu konjonktür devrelerinin süre fazları ve farklı rejimlerde bulunulması halinde, rejimler arası geçişlerin olasılıksal ifadeleri belirlenmeye çalışılmıştır. Aynı zamanda konjonktür üzerinde meydana gelen daralma rejimi dönemlerinin, geçmişte tecrübe edilen krizlerle örtüşüp örtüşmediği ve bu duruma paralel olarak Markov Rejim Değişim Modellerinin tahmin gücü değerlendirilmeye çalışılmıştır.

Bu doğrultuda Türkiye ekonomisine ait 1923-2018 dönemini kapsayan GSYH serisi ele alınmış, serinin birim kök içerip içermediği ADF ve Philips-Perron birim kök testi ile test edildikten sonra, kurulan doğrusal model yardımıyla, doğrusal modelden elde edilen kalıntılara BDS testi uygulanarak serinin doğrusal olup olmadığı araştırılmıştır. Doğrusal olmayan özellikler gösteren serinin farklı rejimlerde hareket edip etmediği Markov Rejim Değişim Modelleri ile test edilmiştir.

1. Literatür İncelemesi

Rejim değişim modelleri ilk olarak Hamilton tarafından 1989 yılında ABD'de konjonktür dalgalarını analiz etmek ve oluşacak dönüm noktalarını tespit etmek amacıyla gerçekleştirilmiştir. Hamilton (1989,1990) çalışmalarının

altında yatan temel fikir ekonominin genişleme ve daralma olmak üzere parçalı yapıda bulunduğu ve bir durumdan diğer duruma geçişin olasılıksal olarak ifade edildiği durumu ifade etmektedir.

Açıkgöz (2008) çalışmasında, Türkiye'nin ekonomik büyüklüklerinde rejim değişimi olup olmadığını Markov Rejim Değişim modelleri yardımıyla test etmiştir. Bu doğrultuda ülke ekonomisine ait büyüme değerlerini gösteren GSYİH ve Sanayi Kesimi Büyüme oranları veri setini kullanmıştır. Oluşturulan model sonuçlarına göre her iki değişkende de rejim değişikliği olduğu sonucuna varılmıştır.

Neftçi (1984) çalışmasında, ABD'ye ait işsizlik oranı serisinin analizini Markov rejim değişim modeli ile gerçekleştirmiş ve işsizlik serisinin farklı rejimlerde hareket ettiği sonucuna ulaşmıştır.

Saraç (2013) çalışmasında, (1989:2-2011:4) dönemini kapsayan çeyrek dönemlik veri setini kullanarak, ithalat, ihracat değişkenlerinin genişleme ve daralma dönemlerinde ekonomik büyüme üzerine etkilerini Markov rejim değişim modelleriyle incelemiş ve her iki dönemde de ithalat ve ihracat değişkenlerinin ekonomik büyüme üzerine olumlu etki yarattığı sonucuna varmıştır.

Kabadayı (2013) çalışmasında, 1987-2011 yıllarını kapsayan çeyrek dönemlik kişi başına GSYİH değişkenini Markov rejim değişim modeliyle incelemiş ve ekonomide iki farklı rejimin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Buna ek olarak ekonominin düşük ekonomik düzeyde bulunduğu dönemlerin kriz yıllarıyla paralellik gösterdiği sonucuna ulaşmıştır.

Bayat vd. (2013) çalışmasında, 1923-2011 dönemini kapsayan işsizlik verisinin asimetrik davranışını Markov rejim değişim modeliyle incelemiş ve 1950 dönemine kadar serinin sürekli asimetrik davranış sergilediği, 1950 yılından sonra ise işsizlik oranında katılıkların olduğu sonucuna varılmıştır.

Bildirici ve Bozoklu (2010) çalışmasında, beklentilerin ekonomi üzerindeki etkisini MS-VAR yaklaşımı ile ele almışlardır. Kendi kendini gerçekleştiren karamsarlığın kriz dönemlerinde etkin bir rol oynadığı ve aynı zamanda kriz dönemlerinde çoklu dengenin mevcut olduğunu tespit etmişlerdir.

Akgül vd. (2007) çalışmasında, cari işlemler dengesinin rejim değişim modelleri ile modellenip modellenemeyeceğini araştırmış ve bu doğrultuda TAR, LSTAR ve Markov rejim değişim modeli ile karşılaştırmalı analizleri sonucunda en iyi modellemenin Markov rejim değişim modeli ile oluşturulacağı sonucuna varmışlardır.

Adıgüzel (2014) çalışmasında, 2002:1-2012:8 dönemini kapsayan aylık veri seti kümesi ile Türkiye'de cari açığın asimetrik davranışının seyrini MS-VAR modeli ile analiz etmiştir. Ek olarak ekonominin iki farklı rejimde seyrettiğini; genişleme döneminde GSYH' da ki artışın ve reel döviz kurundaki oynaklıkların cari açık oluşumunu önemli derecede tetiklediğini ve daralma döneminde ise reel döviz kurunun cari açığı açıklama oranını düşüğünü tespit etmiştir.

Özsağır (2013) çalışmasında, askeri darbe ve müdahalelerin ekonomik performans üzerindeki etkisini, darbe dönemlerine denk düşen tarihlere atadığı kukla değişkenlerin anlamlılığı ile test etmiş, oluşan darbelerin GSYH üzerinde olumsuz etki yarattığı sonucuna varmıştır. Bunlara ek olarak GSYH değişkeninin zaman yolu grafiğini oluşturmuş ve darbe dönemlerinde meydana gelen kırılmaları görsel olarak ifade etmiştir.

Aydın ve Kara (2014) çalışmasında, döviz kurunun ve reel faiz oranının ekonomik konjonktürün belirleyicisi mi yoksa göstergesi mi olduğu sorusuna cevap aranmış ve oluşturulan modelde iki farklı yapı olduğu aynı zamanda her iki yapıda da katsayıların farklılık gösterdiği, reel faiz oranının rejim değişimine neden olan bir geçiş değişkeni olduğu, kur değişkeninin ise ekonominin farklı konjonktürde kalmasını sağlayan rejim değişkeni olduğu sonucuna ulaşmıştır.

2. Veri ve Ampirik Analiz

Çalışmada Türkiye ekonomisinin Cumhuriyetin ilanından günümüze geçirmiş olduğu konjonktürel yapı araştırılmış, bu yapının doğrusal olup-olmadığının sınaması gerçekleştirilerek farklı rejimlerde hareket edip etmediği, küresel kriz, askeri darbe, deprem gibi ekonomiyi derinden etkileyen olayların etkisi araştırılmış ve bu etkilerin süre fazları hesaplanmıştır.

Bu doğrultuda T.C Cumhurbaşkanlığı Strateji ve Bütçe Başkanlığı resmi internet sitesinin veri tabanından 1998 yılı baz alınarak TÜİK verilerine göre uyumlaştırılmış Türkiye için 1923-2018 dönemini kapsayan GSYH değerleri veri kümesi kullanılmıştır. Analizde ilk olarak doğrusal birim kök testleri yardımıyla serinin birim kök içerip içermediği araştırılmıştır. Daha sonraki işlemlerde ise MS-AR modeli oluşturularak otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olup olmadığı optimum gecikme uzunluğu belirlenmiş ve rejim sayısına karar verilerek elde edilen model sonuçları yorumlanmıştır.

2.1. Doğrusal Birim Kök Testleri (ADF ve PP)

Bir zaman serisinin deterministik ya da stokastik özelliklerinin incelenmesi önem arz etmektedir. Deterministik özellikler; sabit katsayı, trend ve mevsimselliğin varlığını ortaya koyarken stokastik özellikler değişkenin durağanlığı ile ilgilenir. "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)

Çalışmamızda ilk olarak GSYH değişkeninin durağanlık sınaması yapılacaktır. Türkiye için GSYH serisinin birim kök özellikleri Genişletilmiş Dickey- Fuller Testi(ADF) ve PhilipsPerron(PP) birim kök testi ile incelenmiş ve sonuçlar Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1: ADF Ve Philips-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

		Değişken	ADF	PP				
Düzye Değer	Sabit	lnGSYH	-0.7210	-0.7913	Birinci Fark	lnGSYH	-7.4884	-7.4708
			[0.8356]	[0.8167]			[0.00]	[0.00]
Düzye Değer	+	Trend	-4.1338	-3.4636	}		Düzye değerlerde durağan	
			[0.00]	[0.04]			***	**

Notlar:***,**, * değerleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam seviyelerinde serilerin durağanlıklarını göstermektedir. ADF testi için %1, %5, ve %10 güven aralığında MacKinnon (1996) kritik değerleri, sabit terimli model için; -3.501445,-2.892536,-2.583371 sabitli ve trendli model için;-4.058619,-3.458326,-3.155161'dir. PP testi için: parantez içindeki değerler Bartlett Kernel kriteri kullanılarak Newey-West'e göre seçilen bant genişliklerini göstermektedir. PP testi için %1, %5 ve %10 güven aralığında MacKinnon kritik değerleri, sabit terimli model için;-3.501445,-2.892536,-2.583371 sabit terim ve trendli model için ise; -4.058619,-3.458326,-3.155161'dir.

Değişkenlerin durağanlığı için değişkenin tahmin edilen τ (tau) istatistik değerinin MacKinnon (1996) tarafından geliştirilen tablo değerinden mutlak değer içinde büyük olması ($|\tau_h| > \tau_t$) veya daha kolay bir yöntemle köşeli parantez içinde verilen olasılık değerlerinin anlam seviyelerinden (%1, %5 ve %10) küçük olması gerekmektedir. GSYH değişkeni ADF ve PP testine göre düzey değerlerde durağanlığı reddetmiş ve birim kök içerdiği sonucuna varılmıştır. Sabitli ve trendli model için ADF testi tüm güven aralığı için düzey değerlerde durağandır sonucuna varmış olsa da PP test istatistiği %1 önem seviyesinde durağanlığı reddetmiştir. Bu doğrultuda serinin birinci farkı alınarak birim kökten arındırmak amaçlanmıştır. Serinin birinci farkları için her iki test istatistiği de %1,%5,%10 önem seviyesinde sabitli ve sabitli ve trendli model için seri durağandır sonucuna varılmıştır.

2.2. MS(2)-AR(1) Modeli Tahmin Sonuçları

Analize tabi tutulan $GSYH_t = \ln(GSYH_t / GSYH_{t-1})$ serisi için uygun gecikme uzunluğunun tespit edilmesi amacıyla AR(p) modeli oluşturulmuş ve Ljung-Box istatistik değerleri hem getiri hem de kareli getiri serilerine göre otokorelasyon sorununun olmadığı uygun gecikme uzunluğu 1 olarak tespit edilmiştir. Gecikme uzunluğunun 1 olduğu doğrusal model üzerinden gerçekleştirilen değişen varyans testlerine göre değişen varyans sorununun olmadığı belirlenmiş ve analiz MS-AR(1) modeli üzerinden devam ettirilmiştir.

MS-AR(1) modeline ait kalıntı serisi oluşturulmuş ve sıfır hipotezini test etmek için BDS doğrusallık sınaması uygulanmıştır. BDS testinin durağan serilere uygulanması sebebiyle kalıntı serisinin durağan olup olmadığı

araştırılmış ve düzey değerlerde serinin birim kök içermediği sonucuna varıldıktan sonra BDS testi uygulanmıştır. BDS testi uygulanırken m (uzaklık ölçüsü) ve ϵ (dönüm noktası) değerlerinin seçimi ile ilgili bir standart bulunmamaktadır. Ancak m değerinin 6'dan küçük olması ve ϵ değerinin ise veri setinin standart sapmasının 0,5 ile 2 katı arasında seçilmesi önerilmektedir (Çinko,2006: 26).

Çalışmamızda m değeri 5 alınmış ϵ değeri ise standart sapmanın 0.5 ve 1 katı ile değerlendirilmiş ve sonuçlar Tablo 2'de rapor edilmiştir. BDS test sonuçları normal dağılıma uymaktadır bu nedenle test istatistiği sonuçları normal dağılım tablosu ile karşılaştırılarak veya p-olasılık değerleri incelenerek sonuçlar yorumlanabilmektedir. Model doğrusaldır sıfır hipotezine karşılık hataların özdeş dağılmadığını diğer bir deyişle i.i.d olmadığını sav eden alternatif hipotez bulunmaktadır. Burada olasılık değerlerinin genel itibariyle 0,05 bandından küçük olması sebebiyle sıfır hipotezi reddedilmiş ve modele ait hataların bağımsız özdeş dağılıma sahip olmadığı diğer bir deyişle doğrusal olmayan yapı sergilediği görülmüştür.

Tablo2:BDS Doğrusallık Sınaması Sonuçları

$m \backslash \epsilon$	0.5046	0.6728	0.841	1.0092
2	-1.9599(0.050)	-1.7300(0.008)	-1.0111(0.312)	-1.2538(0.002)
3	-2.9247(0.003)	-2.8911(0.003)	-1.9107(0.056)	-2.0989(0.035)
4	-4.1384(0.000)	-3.5940(0.000)	-1.9621(0.049)	-2.5579(0.010)
5	-2.6358(0.008)	-2.4503(0.014)	-0.9654(0.334)	-1.7744(0.076)

Not: m :uzaklık ölçüsü, ϵ dönüm noktaları, parantez içi ifadeler olasılık değerleridir.

Tablo 3:Rejim Sayısının Belirlenmesinde Model Seçme Kriterlerine Ait Sonuçlar

Rejim Sayısı	Log Olabilirlik	LR Doğrusallık	LR-Prob	AIC	SC	HQ
MS(2)-AR(1)	33.684664	15.019	0.00	-0.58904	-0.42670*	-0.52346*
MS(3)- AR(1)	35.423036	18.496	0.00	-0.56219	-0.31869	-0.46383
MS(4)- AR(1)	38.956099*	25.562	0.00	-0.59481*	-0.29719	-0.47459

Not:(*) değeri Log Olabilirlik için en yüksek,AIC,SC,HQ için en düşük değerleri ifade etmektedir.

MS-AR rejim değişim modelinde rejim sayısı için LR (olabilirlik oranı) doğrusallık test istatistiklerine göre bütün rejimler doğrusal olmayan ve asimetric bir yapıya sahiptir. Bununla birlikte rejim sayısının belirlenmesi için SC, AIC ve HQ kriterinin en küçük ve log olabilirlik oranının en büyük olduğu modeller tercih edilmektedir. Tablo 3 bir bütün olarak değerlendirildiğinde 2 rejim olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bundan sonraki süreç için optimum modelin MS(2)-AR(1) olduğuna karar verilmiş ve bu modele ait istatistikler Tablo 4'de sunulmuştur.

Tablo 4: MS(2)-AR(1) Modeli Analiz Sonuçları

MS(2)-AR(1)	Katsayı	Std.Hata	t-istatistik	Olasılık
AR(1)	0.341276	0.1049	3.25	0.002
CONSTANT(0)	-0.322014	0.05587	-5.76	0.000
CONSTANT(1)	0.117035	0.02251	5.20	0.000
SİGMA	0.129448	0.01157	11.2	0.000
P _{0 0}	0.462746	0.1649	2.81	0.006
P _{0 1}	0.0711553	0.03355	2.12	0.037

Tablo 4'de yer alan MS(2)-AR(1) modelinde AR(1) otoregresif süreç katsayılarını, CONSTANT(0) ve CONSTANT(1) farklı rejim durumlarında ortalama beklenen getiriyi, SİGMA modele ait varyansı, P_{0|0} bir önceki dönem rejim 0'da olduğu biliniyorken cari dönem rejiminin tekrar rejim 0'da olma olasılığını, P_{0|1} ise bir önceki dönem rejim 1'de olduğu biliniyorken cari döneme ait rejimin rejim 0'da olma olasılığını göstermektedir. Modele ait otoregresif gecikme katsayısı ve varyans her iki rejim için ortak iken, modele ait sabit terimler iki rejim için farklılık göstermekte daralma rejiminde iken -0.322014, genişleme rejiminde iken 0.117035 olarak kendini göstermektedir. Modele ait geçiş olasılıkları parametrelerinin anlamlı olması rejimler arası geçişin serbest olduğunu ve modelin iki rejim çatısı altında anlamlı sonuçlar verdiğini göstermektedir. Bunun yanı sıra modele bir bütün olarak bakıldığında tüm parametre değerleri istatistiki olarak anlamlı değerler vermiştir.

Model sonuçlarından elde edilen ve aşağıda yer alan geçiş olasılıkları matrisine göre rejim 1 için yüksek kalıcılık söz konusudur. Daralma rejimi söz konusu iken izleyen dönemde rejimin tekrar daralma rejiminde olma olasılığı $P_{00}=0.46275$; genişleme rejimini takip eden dönemde rejimin tekrar genişleme rejiminde olma olasılığı $P_{11}=0.92884$ 'dür. Cari dönem rejimi kriz rejimini gösterirken bir sonraki dönem rejiminin genişleme rejimine geçme olasılığı $P_{10}=0.53725$, genişleme rejiminden daralma rejimine geçme olasılığı ise $P_{01}=0.071155$ 'dir. $P_{00}+P_{11}>1$ olduğunda, süreç cari durumda kalıcı olmaya eğilimliyken, $P_{00}+P_{11}<1$ olduğunda ise bir durumda kalmaktan ziyade diğer duruma geçme olasılığı daha yüksek olmaktadır. (Bildirici vd., 2010: 66).

$$P = \begin{bmatrix} P_{00} & P_{10} \\ P_{01} & P_{11} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.46275 & 0.53725 \\ 0.071155 & 0.92884 \end{bmatrix}$$

Örnekleme dönemi içerisinde herhangi bir zamanda seçilen bir gözlemin hangi rejimde bulunduğuna dair koşulsuz olasılığı gösteren ve geçiş olasılıkları matrisi üzerinden hesaplanan ergodik olasılıklara göre; örneklem periyodu içerisinde seçilen herhangi bir gözlemin daralma rejiminde bulunma olasılığı;

$$\text{Prob}(S_t=0) = \frac{1-P_{11}}{2-P_{00}-P_{11}} = \frac{1-0.92884}{2-0.46275-0.92884} = 0.1169$$

iken; örneklem periyodu dahilinde seçilen herhangi bir gözlemin genişleme rejiminde olma olasılığı;

$$\text{Prob}(S_t=1) = \frac{1-P_{00}}{2-P_{00}-p_1} = \frac{1-0.46275}{2-0.46275-0.92884} = 0.8830\text{'dur.}$$

Geçiş olasılıkları matrisi üzerinden hesaplanan ve her bir rejimin ortalama beklenen süresini ifade eden süre durum katsayılarına göre daralma rejiminde ve genişleme rejiminde geçirilen süre aşağıdaki gibi elde edilmiştir.

$$E(D)_0 = \frac{1}{1-P_{jj}} = 2.20 \quad E(D)_1 = \frac{1}{1-P_{jj}} = 13.83$$

Süre durum katsayılarına göre Türkiye ekonomisi genel olarak genişleme rejiminde kriz dönemine nazaran daha fazla süre geçirmekte olup bu durum daha önce yapılan literatür çalışmalarıyla örtüşmektedir.

Bir modelde rejimlerin sınıflandırılması ve rejimlere tarih verilmesi de analiz sonuçlarının yorumlanmasında gerekli olmaktadır. Rejimlere tarih verilmesi, her bir Y_t gözleminin bir $S_t^* = 1, \dots, m$ rejime atanmasına karşılık gelmektedir. Başka bir ifadeyle, Y_t 'yi en yüksek düzleştirilmiş olasılığa sahip rejime eşlemektir. İki rejimli model için, aşağıda yer alan Hamilton (1989) %50 kuralı kullanılmaktadır.

$$S_t^* = \begin{cases} 1 & P_r(S_t = 1 | Y_t) > 0,5 \\ 0 & P_r(S_t = 1 | Y_t) < 0,5 \end{cases}$$

Yukarıdaki denklemde S_t değişkeninin doğrudan gözlemlenememesi nedeniyle, sadece Y_t 'nin davranışlarından S_t 'nin hareketlerine anlam çıkartılabilmektedir. Bu nedenle olasılık kanununun tamamen açıklanması için, σ^2 (varyans), ϕ otoregresif katsayısı, μ_1 ve μ_2 sabit terimleri ve iki rejimin geçiş olasılıkları p_{00} ve p_{11} tahminlenmelidir. Rejimlerin doğrudan gözlemlenememesi nedeniyle Markov rejim değişim modellerini tahminlemek diğer modellere göre daha güçtür. Modelde katsayı tahminleri doğrusal olmayan bir Markov dönüşüm filtresi ile elde edilebilmektedir. Literatürde daha çok Hamilton'ın EM [Expectation Maximization - Beklenti Maksimizasyonu] algoritması kullanılmakla birlikte MCMC [Markov Chain - Monte Carlo] yöntemi de kullanılmaktadır. Bu çalışmada kullanılan EM algoritması, eksik gözlemler veya gözlemlenemeyen değişkenli modeller için olabilirlik fonksiyonunu maksimize eden bir yöntemdir. EM algoritması, gizli verilerin ilk değerlerinin tahmini ile başlayıp yinelemeli olarak gözlenmiş verilerin olasılığını artıran yeni bir olasılık dağılımı ortaya çıkarmaktadır. (Öztek, 2012: 68-69).

Tablo.5 ve Tablo.6' da düzleştirilmiş olasılıklardan elde edilen ve rejimlere ait; rejim tarihi, rejim süresi ve bu rejimlerin gerçekleşme olasılıkları yer almaktadır. Tablo.5 ve Tablo.6'dan da anlaşılacağı üzere Türkiye ekonomisinin genel olarak genişleme rejiminde bulunduğu aşikârdır. Tablo.5 yorumlandığında Türkiye ekonomisini derinden etkileyen dönemlerin daralma rejimine denk düşen tarihler olduğu görülmektedir.

Rejim Tarihlerine Ait Süre Durum ve Olasılık Değerleri

Tablo 5: *Daralma Rejimine Ait Süre Durum ve Olasılıklar*

Rejim Tarihi	Durasyon (yıl)	Ortalama Olasılık
1930-1932	3	0.769
1944-1947	4	0.979
1960-1961	2	0.998
1994-1994	1	0.978
2001-2001	1	0.939

Tablo 6: *Genişleme Rejimine Ait Süre Durum ve Olasılıklar*

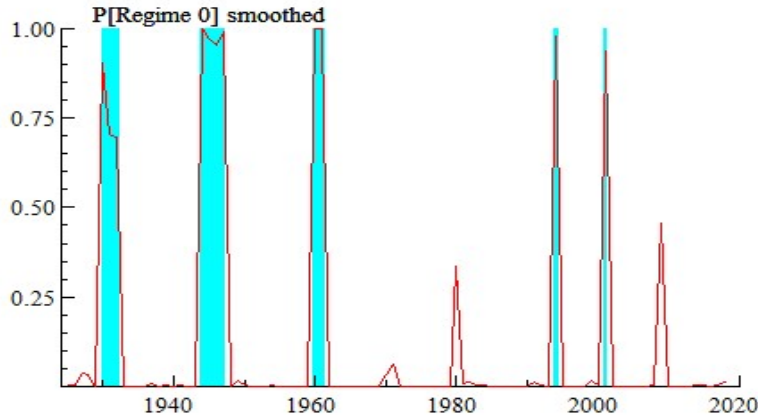
Rejim Tarihi	Durasyon (yıl)	Ortalama Olasılık
1925-1929	5	0.986
1933-1943	11	0.999
1948-1959	12	0.998
1962-1993	32	0.985
1995-2000	6	0.996
2002-2018	17	0.972

Hamilton (1989)'da yer verilen Hamilton %50 kuralı dikkate alınarak hazırlanan Tablo.5 ve Tablo.6 rejim olasılıklarının 0,5 değeri üzerinde belirlenmesi durumunda serinin o rejime atandığını ifade etmektedir. Tablolardan elde edilen sonuçlara göre Türkiye ekonomisi tüm örneklem uzayı dikkate alındığında 11 yıl daralma rejiminde seyretmiş iken, 83 yıl genişleme rejiminde bulunmuştur.

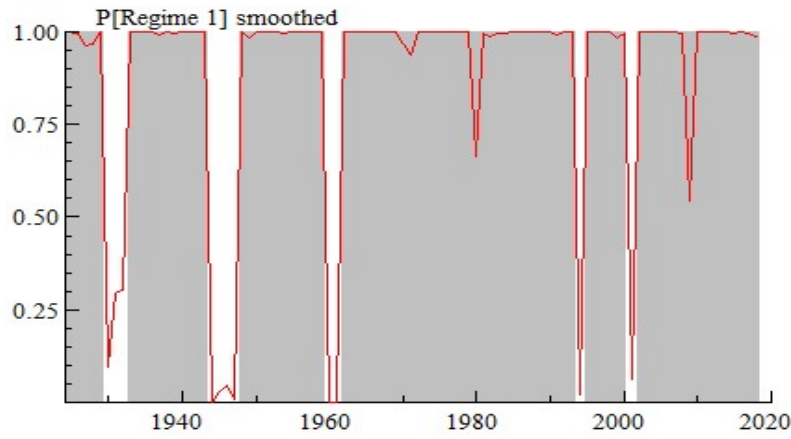
P_{ii} olasılıkları toplamının, $P_{00}+P_{11} >1$ olması sebebiyle rejimlerin cari durumda kalıcı olmaya eğilimli olduğu ve sık değişimlere maruz kalmadığını ve rejim değişiminin sabitte olması durumunda yumuşak geçişlerin yaşanacağını birçok literatür çalışması tarafından desteklenir. Sabiti içeren modellerde geçiş daha yumuşak iken, ortalamayı içeren modellerde geçiş daha keskindir. (Bildirici vd., 2010: 76)

Bu durum görsel olarak model sonuçlarına ait filtrelenmiş ve düzleştirilmiş olasılık grafikleri yardımıyla incelenebilir;

Şekil 1:Düzleştirilmiş Olasılıklar



Şekil 1.1.Rejim 0 ($S_t=0$) Daralma Dönemine Ait Düzleştirilmiş Olasılıklar



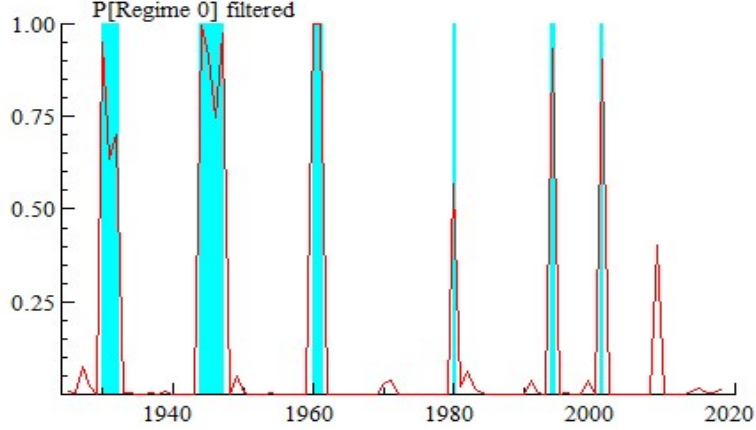
Şekil 1.2.Rejim 1 ($S_t=1$) Genişleme Dönemine Ait Düzleştirilmiş Olasılıklar

Modele ait düzleştirilmiş olasılıkların yer aldığı şekil 1.1. ve 1.2. grafiklerinde olasılık kanununun geçerli olduğu görülmektedir. Daralma rejiminin ($S_t=0$) gerçekleşme olasılığının 1'e yakın çıktığı zamanlarda genişleme rejiminin 0'a yakın olması ve aynı zamanda genişleme rejiminin ($S_t=1$) 1'e yakın çıktığı zamanlarda daralma rejiminin 0'a yakın olması olasılık kanununun geçerli olduğunu göstermektedir. Şekil 1.1. de yer alan daralma rejimine ait düzleştirilmiş olasılıklar grafiğinde 1'e yakın çıkan dönemlerin Türkiye ekonomisinde kriz yıllarına denk geldiği görülmektedir. Bu bilgiye paralel olarak şekil 1.2 de yer alan genişleme dönemine ait düzleştirilmiş olasılıklar grafiğinde de 0'a yakın çıkan dönemlerin kriz yıllarına denk geldiği görülmektedir.

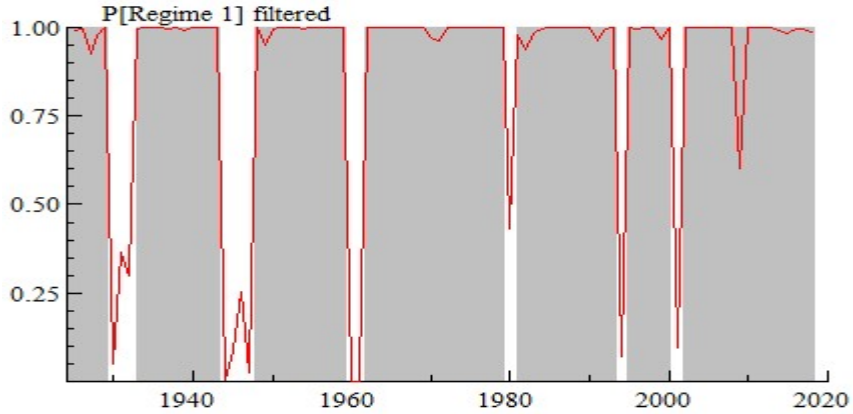
Şekil 2.1. ve 2.2 de yer alan ve t zamanına kadar kesintisiz geçmiş ve cari bilgiye dayanarak mevcut serinin hangi rejimde bulunduğunu gösteren filtrelenmiş olasılık grafikleri yer almaktadır. Düzleştirilmiş olasılık grafiklerinde

olduğu gibi filtrelenmiş olasılık grafiklerinde de olasılık kanunu geçerli olmaktadır. Dolayısıyla burada da daralma rejimine ait filtrelenmiş olasılıkların 1'e yakın çıktığı dönemler kriz yıllarını göstermekte iken 0'a yakın çıktığı dönemlerde ekonominin genişleme rejiminde olduğu anlaşılmaktadır.

Şekil 2: Filtrelenmiş Olasılıklar



Şekil 2.1: Rejim 0 ($S_t=0$) Daralma Dönemine Ait Filtrelenmiş Olasılıklar



Şekil 2.2: Rejim 1 ($S_t=1$) Genişleme Dönemine Ait Filtrelenmiş Olasılıklar

Modele ait filtrelenmiş ve düzeltilmiş olasılık grafikleri incelendiğinde grafiklerin birbirine paralel hareket ettiği görülmektedir. Rejim 0 'a ait düzeltilmiş olasılıklar grafiğinde ilk tepe noktası 1929 senesinin dokuzuncu ayına denk gelmektedir. Rejim 0'a ait filtrelenmiş olasılıklar grafiğinde oluşan ilk tepe noktası da 1929 senesinin dokuzuncu ayını göstermektedir. Rejim 0'a ait ikinci tepe noktası hem düzeltilmiş hem de filtrelenmiş olasılık grafiklerinde 1944-1947 arası dönemi göstermektedir. Takip eden dönemde daralma rejimini gösteren bir sonraki tepe noktası hem filtrelenmiş hem de düzeltilmiş olasılık grafikleri için 1960 dönemine işaret etmektedir. Bir sonraki daralma dönemi

düzleştirilmiş olasılık grafiklerinden yakalanamasa da filtrelenmiş olasılık grafikleri 1980 döneminin rejim değişimine tabii olduğunu ve daralma rejimini ifade ettiğini göstermektedir. Bu dönemden itibaren 1994 ve 2001 dönemlerinin tepe nokta olarak belirlendiği ve bu dönemlerin daralma dönemini ifade ettiği filtrelenmiş ve düzleştirilmiş olasılık grafiklerinden çıkarılacak başlıca yorumlamalardır. Bu bilgilere ek olarak 2009 tarihinde Hamilton'un %50 kuralına göre; filtrelenmiş olasılıklar için 0,40, düzleştirilmiş olasılıklar için 0,46 olasılıkları dönüm noktalarını oluşturmuş ve rejim istikrarlı yapıda devam etmiştir.

Sonuç

Literatür çalışmaları incelendiğinde ülke ekonomilerine ait büyüme değerlerinin doğrusal değil, doğrusal olmayan ve aynı zamanda farklı rejimlerde hareket eden bir yapı sergilediği görülmektedir. Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde meydana gelen konjonktürel dalgalanmaların doğrusal olmayan yapı altında sergilediği davranışlar Markov Rejim Değişim Otoregresif modeli ile incelenmiştir.

Çalışmada kullanılan veri seti Türkiye ekonomisinin büyüme değerlerini gösteren ve 1923-2018 dönemini kapsayan yıllık veri setinden meydana gelmektedir. Yıllık veri setinin tercih edilmesinin sebebi veri setinde yapılacak herhangi bir mevsimsel faktör düzeltilmesinin veri setine ait dinamiklerde değiştirici etki yaratmasından kaynaklanmaktadır. Bu anlamda TÜİK verilerine göre uyumlaştırılmış ve 96 yıllık dönemi kapsayan GSYH veri seti ile Türkiye ekonomisinin farklı rejimlerde hareket edip etmediği araştırılmış ve farklı rejim durumlarına ait süre fazları hesaplanarak Türkiye ekonomisinin kriz durumlarındaki tepkisi test edilmiştir.

Veri setinde negatif değer bulunmaması sebebiyle ilk olarak veri setinin logaritmik değerleri oluşturulmuş ve bu değerler üzerinden Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi(ADF) ve PhilipsPerron(PP) testi ile serinin birim kök içerip içermediği test edilmiştir. Bu iki birim kök testi sonucuna göre seri, sabitli ve trendli model için durağan yapı sergilese de seriye ait zaman yolu grafiği oluşturulmuş ve artan bir trendin varlığı görsel olarak saptanmıştır. Sabitli model için her iki birim kök testi de düzeyde durağanlığı reddetmiştir. Sabitli model için durağanlığın reddedilmesi sebebiyle serinin birinci farkları alınarak analize logaritmik birinci farklar serisi üzerinden devam edilmiştir. Devam eden süreçte seriye ait alternatif otoregresif kökler kullanılmış bu gecikme değerleri üzerinden otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olmadığı optimum gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir.

Seriye ait doğrusal model kurulmuş ve bu doğrusal modele ait kalıntı serisi oluşturularak kalıntı serisi üzerine uygulanan BDS testi ile serinin doğrusal olmayan bir yapı sergilediği sonucuna varılmıştır. Bu doğrultuda Markov Rejim Değişim modelinin uygulanmasına karar verilmiştir. Markov rejim değişim modelinin söz konusu olduğu ve sabitte, ortalamada ve varyansta her rejim için

değişimlere izin veren alternatif modeller kurulmuş ve model seçme kriterlerine göre MS-AR(1) modeli uygun model olarak seçilmiştir.

MS-AR(1) modeli iki, üç ve dört rejimli yapılar altında modellenmiş ve model seçme kriterlerine göre iki rejimli yapının uygun yapı olduğuna karar verilmiştir. Bu durum daha önce gerçekleştirilmiş olan literatür çalışmalarına paralellik göstermektedir. Rejim sayısının iki olarak belirlenmesinin ardından MS(2)-AR(1) modeli ile süreç devam ettirilmiştir. Model sonuçlarına göre otoregresif gecikme parametresinin ve varyansın her iki rejim için ortak olduğu ve bu parametrelerin anlamlı sonuçlar verdiği raporlanmıştır. Modele ilişkin sabit değerler iki rejimde farklı katsayı değerlerine sahip olması ve bu değerlerin istatistiki olarak anlamlı sonuçlar vermesi GSYH değerlerinin iki rejim çatısı altında toplandığını göstermektedir. Değişimin sabit terimde olması rejimler arası geçişin yumuşak olduğunu ifade etmektedir.

Model sonuçlarından elde edilen geçiş olasılıklarına göre GSYH serisi daralma ve genişleme olmak üzere iki rejimde hareket etmekte olup bu iki rejim arasındaki geçiş olasılıkları farklılık göstermektedir. Modele ait geçiş olasılıkları matrisi incelendiğinde genişleme rejiminde yüksek kalıcılık görülmektedir. Ülke ekonomisi daralma döneminde iken izleyen dönemde ekonominin tekrar daralma döneminde olma olasılığı $P_{00}=0.46275$; ülke ekonomisi genişleme döneminde iken izleyen dönemde ekonominin tekrar genişleme döneminde olma olasılığı $P_{11}=0.92884$ 'dür ve genişleme rejimi daralma rejimine göre daha fazla kalıcılık göstermektedir. Nitekim daralma rejiminden genişleme rejimine geçiş $P_{10}=0.53725$ iken genişleme rejiminden daralma rejimine geçiş $P_{01}=0.071155$ olarak belirlenmiştir. Burada ülke ekonomisinin genel itibarıyla genişleme rejiminde bulunması daha önce yapılan literatür çalışmalarıyla da paralellik göstermektedir. Bu duruma paralel olarak P_{ii} değerleri toplamının $P_{00}+P_{11}>1$ olması sebebiyle cari durum rejimler arası geçişte kalıcı olmaya eğilimli bir yapı sergilemektedir.

Geçiş olasılıklarından hesaplanan ergodik olasılıklara göre, örneklem dönemi içerisinde rassal olarak seçilen herhangi bir gözlemin daralma rejimine denk gelme olasılığı $\text{Prob}(S_t=0)=0.1169$; genişleme rejiminde olma olasılığı $\text{Prob}(S_t=1)=0.8830$ 'dur. Yine geçiş olasılıklarından hesaplanan ve rejimlerin ortalama (beklenen) süresini gösteren süre durum katsayılarına bakıldığında daralma rejimine ait beklenen süreyi ifade eden $E(D)_0=2.20$ olarak bulunmuş, genişleme rejimine ait beklenen süreyi ifade eden $E(D)_1=13.83$ yıl olarak tespit edilmiştir. Modele ait süre durum katsayılarına göre Türkiye ekonomisinin genişleme rejiminde geçirdiği süre daralma rejiminde geçirdiği süreden daha fazladır. Bu durum ülke ekonomisi üzerine daha önce yapılan literatür çalışmalarıyla uyum sağlamakla beraber istatistiki yorum aşamasında da beklenen bir durumdur. Süre durum katsayılarının tarihlendirilmesi ve bu tarihlere geçirilen sürelerin belirtildiği tablolar incelendiğinde daralma rejimine denk düşen tarihlerin kriz yıllarına denk gelen tarihler olduğu görülmektedir.

Modele ait filtrelenmiş ve düzleştirilmiş olasılıklar grafiğinde daralma rejiminin ilk tepe noktası 1929 senesini göstermektedir. 1929 küresel krizi ABD kaynaklı oluşan ve ilk etkileri ABD'de başlayarak tüm dünyaya yayılan küresel ölçekli bir krizdir. Bu dönemde Türkiye ekonomisinin de bu krizden etkilenecek daralma rejiminde 3 yıl gibi uzun bir süre geçirdiği görülmektedir. Yine modele ait daralma rejiminin ikinci tepe noktası ise 1944 ve 1947 yıllarına denk gelmekte bu durum ise 2. Dünya Savaşı sebebiyle ülkeler arası kesilen ekonomik ilişkiler ve anlaşmaların askıya alınması durumunun ülke üzerinde yarattığı rejim değişikliğini ifade etmektedir. Bu daralma rejimi ise 4 yıl gibi uzun bir süreyi göstermektedir ve Türkiye ekonomisinin en uzun soluklu daralma rejimi olarak tespit edilmiştir. Devam eden süreçte daralma rejimi 1960 tarihinde tepe noktası oluşturmuş ve darbe kaynaklı ülke ekonomisi daralma rejiminde seyretmiştir. Söz konusu daralma rejimi iki yıl sürmüştür. Bir sonraki daralma rejimi ise 1994 yılına denk düşmektedir. Bu dönemde likidite fazlası sonucu dolara olan talebin artması ve yanlış mali politikalar ülkeyi krize sürüklemiştir. Bu kriz model sonuçlarına göre 1 yıl sürmüştür. Bir diğer daralma rejimi dönemi ise 2001 yılını işaret etmektedir. 1998 yılında yaşanan Rusya krizi ile önemli ekonomik işbirlikçilerden biri kaybedilmiş ülke ekonomisi cari gelirlerde önemli düşüş yaşamıştır. Bunu izleyen sonraki bir yıllık dönemde 1999 depremi meydana gelmiştir. 1998 yılından başlayarak yıpranmaya başlayan ülke ekonomisi yaşanan bir siyasi kriz ile 2001 yılında patlak vermiş ve model sonuçlarına göre bu krizin süresi bir yıl olarak hesaplanmıştır. Modele ait filtrelenmiş ve düzleştirilmiş olasılık grafikleri 2009 yılında her ne kadar yüksek oranları göstermiş olsa da Hamilton'un %50 kuralının altında kalmış ve istikrarlı rejim devam etmiştir. Buradan 2009 krizinin Türkiye ekonomisini teğet geçtiği sonucunu çıkarabiliriz.

Kaynaklar

- Açıkgöz, Ö., Özkan, B., (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.
- Adıgüzel, U., (2014), Türkiye'de Cari Açığın Asimetrik Davranışının Analizi, *Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi*, 7 (2), 61-74.
- Akgül, Ş. I., Koç, S., Özdemir Yazgan, S.D., (2007), Cari İşlemler Dengesi Rejim Değişim Modelleri ile Modellenabilir mi, VIII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu İnönü Üniversitesi, Malatya, Turkey.
- Aydın, Ü., Kara, O., (2014), Türkiye'de Kriz Öncü Göstergeleri ve Markov Rejim Değişimi Tekniğiyle Ekonominin Konjonktürel Yapısının Analizi, *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 51(592), 29-44.
- Bayat, T., Kayhan, S., Koçyiğit, A., (2013), Türkiye'de İşsizliğin Asimetrik Davranışının Rejim Değişim Modeli ile İncelenmesi, *Business and Economics Research Journal*, 4 (2), 79-90.

- Bildirici, M.E., Alp, E.A., Ersin, Ö.Ö., Bozoklu, Ü. (2010),*İktisatta Kullanılan Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Yöntemleri*, İstanbul:Türkmen Kitabevi.
- Bildirici, M.,Bozoklu, Ü., (2010), Beklentilerin Ekonomi Üzerindeki Etkisi: MS-VAR Yaklaşımı, 13 Aralık 2019 tarihinde Koç Üniversitesi: <https://www.researchgate.net/publication/46450777> Beklentilerin Ekonomi Üzerine Etkileri MS-VAR Yaklaşımı adresinden alındı.
- Çinko, M., (2006), İstanbul Menkul Kıymetler Borsası 100 Endeksinin Doğrusallık Testi,*İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 26 (3), 24-31.
- Gujarati, D. N. (2009),*Temel ekonometri*.(Çev. Ü. Şenesen, G. G. Şenesen) İstanbul: Ayhan Matbaası
- Hamilton, C.D., (1990), Analysis Of Time Series Subject To Changes In Regime, *Journal Of Econometrics*, 45 (1-2), 39-70.
- Kabadayı, B. (2013), Türkiye Konjonktür Dalgalanmaları ve Rejim Değişim Analizi, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 9 (19), 107-120.
- Kanpalta, F.(2000), *Uluslararası Anayasal İktisat Görüşününün Parasal Krizlere Bakışı*, İstanbul:Gazi Kitabevi
- Neftçi, S.N. (1984), Ekonomik Zaman Serileri İş Çevrimi Üzerine Asimetrik midir?,*Politik Ekonomi Dergisi*, 92(2), 307-328.
- Özsağır, A., (2013), Askeri Darbe ve Müdahalelerin Ekonomik Performans Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği, *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 12 (4), 759-773.
- Öztekin, D. (2012) , Küresel Krizin Türkiye Hisse Senedi Piyasasına Etkisinin Analizi: Markov Rejim Değişimi Yaklaşımı.
- Saraç, T.B. (2013), İhracat ve İthalatın Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi, *Ege Akademik Bakış*, 13 (2), 181-194.