

Türkiye’de İşsizliğin Asimetrik Davranışının Rejim Değişim Modeliyle İncelenmesi

Tayfur Bayat^a

Selim Kayhan^b

Ali Koçyiğit^c

Özet: Bu çalışmada Türkiye’nin 1923-2011 döneminde işsizlik oranının asimetrik davranışı incelenmiştir. Bu amaçla doğrusal birim kök testleri ile Markov rejim değişim modeli uygulanmıştır. Birim kök testleri sonuçlarına göre işsizlik oranı serisi düzey değerinde durağan olmamakla beraber birinci farkında durağandır. Markov rejim değişim modelinin uygulanması sonucunda, işsizliğin 1923–1950 döneminde sürekli asimetrik davranış sergilediği görülmüştür. Bu sonuç ışığında işsizlik oranının bu dönemde doğrusal olmayan bir yapıya sahip olduğu ve iki rejim arasında geçişler gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır. Analizler ışığında 1950’li yıllardan sonra ise işsizlik oranında katılıkların oluştuğu anlaşılmaktadır. Türkiye’de işsizlik oranının gelişimine baktığımızda çıkarabileceğimiz diğer bir önemli sonuç da, işsizlik oranının ilk defa %7’yi aştığı 1974’ten sonra, aradaki 1996, 1998 ve 2000 istisna yılları hariç, 2012’ye kadar hiçbir yılda bu seviyenin altına düşmemiş olmasıdır. Bir anlamda işsizlik oranı aşağı doğru katılık göstermiş, yani işsizlik rejim değiştirerek bu seviyenin üstünde kalıcı bir karakter kazanmıştır.

Anahtar Sözcükler: İşsizlik oranı, Birim kök testleri, BDS Testi, Doğrusal Olmama, Markov rejim değişim modeli.

JEL Sınıflandırması: C32, E24, J64

Asymmetric Behavior of Unemployment Analysis with Regime Switching Models in Turkey

Abstract: In this study, asymmetric behavior of unemployment rate is investigated between years 1923 and 2011. In this regard, we employ linear unit root tests and Markov Switching model. According to unit root test results, unemployment rate data is not stationary in level, while the first difference of data is stationary. Markov switching analysis results indicate that the unemployment rate behaves asymmetrically between years 1923 and 1950, continuously. In the light of these results, it is understood that the structure of unemployment rate is nonlinear and it moves between two regimes. Another important result is that there are rigidities in unemployment rate after 50’s. The unemployment rate does not decrease below percentage 7 since 1974, except 1996, 1998 and 2000. In a manner of speaking, after it shifted to contraction regime, the unemployment rate keeps in this regime. In this concept, unemployment rate represents a downward rigidity between years 1950 and 2011.

Keywords: Unemployment rate, Unit root tests, BDS test, Nonlinearity, Markov switching model.

JEL Classification: C32, E24, J64

^aAssist. Prof., Inonu University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Malatya, Türkiye, tayfur.bayat@inonu.edu.tr

^bAssist. Prof., Bozok University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Yozgat, Türkiye, selim.kayhan@bozok.edu.tr

^cAssoc. Prof., Inonu University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Malatya, Türkiye, ali.kociyigit@inonu.edu.tr

1. Giriş

Türkiye ekonomisinin belki de en çok tartışılan makroekonomik olgusu işsizlik ve bu işsizliğin tespitindeki tartışmalardır. Her ne kadar emeğin ortaya çıkarılması ve emeğin katma değer üretip yurtiçi gelirlere katkısı yönüyle işgücü göstergeleri önem taşısa da, politik ve iktisadi açıdan bu göstergeler istikrarın vitrini konumdadır. Öte yandan ekonomide yaşanan yapısal dönüşümler, alternatif büyüme ve kalkınma politikaları, işsizlik olgusunun tartışılmasının önüne geçememiştir. Bu yüzden işsizlik, büyüme ve kalkınma sorununun bir parçası olarak düşünülmüş ve bu düşünce işsizlikle mücadele için etkin bir strateji geliştirilmesinin önüne geçmiştir. Cumhuriyet tarihi boyunca işsizlik oranının düşürülmesinde farklı politikalar uygulansa da işsizliğin istenilen seviyelerde olmaması uygulanan politikaların başarısını tartışılır hale getirmiştir. Ayrıca, beklentilerin politika uygulamalarında yer bulması ile doğru politikaların doğru zamanda uygulanması iktisat teorisinde politikanın başarısını doğrudan etkileyeceği fikrini gündeme getirmiştir. Bu bağlamda doğru politikaların uygulanması için işsizliğin izlemiş olduğu seyirin politika yapıcılar tarafından bilinmesi önem arz etmektedir. Bu çalışmada işsizliğin farklı rejimlerde izlemiş olduğu seyri belirleyebilmek, işsizliğin daralma ve genişleme evrelerini görmek amacıyla Markov rejim değişim modeli tercih edilmiştir. Bu yüzden çalışmanın amacı 1923-2011 döneminde işsizlik oranının daralma ve genişleme evreleri belirlenerek asimetrik davranışının test edilmesidir. Böylelikle, çalışma sonunda işsizlik oranının düşürülmesine yönelik uygulanan politikaların dozunun ve zamanlamasının nasıl olması gerektiği yönünde politika önerileri verilmesi amaçlanmaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde literatür analizine yer verilmiştir. Daha sonra üçüncü bölümde Türkiye ekonomisinde işsizlik oranının asimetrik davranışının test edilmesine yönelik olarak uygulanan ekonometrik metodoloji ve dördüncü bölümde ise ampirik bulgular değerlendirilecektir.

2. Literatür Analizi

İşsizlikle ilgili yapılan çalışmalar iki farklı grupta incelenebilir. İlk grupta yapılan çalışmalar istihdamın yapısını, sektörel ve makroekonomik olarak işsizliğin boyutunu, işsizlikle mücadelede politika önerilerini ele almaktadır. Bu bağlamda incelenen çalışmalarda ekonomik büyüme sürecinin istihdama katkılarını (Yılmaz, 2005, Yüceol, 2006, Kızılgöl, 2006, Sayın, 2011), nüfus artışının işsizliğe etkilerini (Ekin, 2003), işgücü arz ve talebindeki uyumsuzlukları, iktisadi faaliyet kolu, cinsiyet ve yaş, iş arama süresi, mesleki ve coğrafi bölgeler açısından (Bozdağlıoğlu, 2008), genç işgücü potansiyelinin değerlendirilmesini (Karabıyık, 2009, Aslantürk, 2007, Sayın, 2011), piyasa etkinliğinin sağlanamaması nedeniyle toplumsal refah kaybını (Cengiz ve Şahin, 2011), işgücünün eğitim durumundaki yetersizlikleri (Aktürk, 1999), yapısal politikalar yerine enflasyonu dikkate alan ve milli hasılaya katkı sağlamayan istihdam yaratma çabalarını (Bilgin, 2003), enformel istihdamı ve işgücü piyasasında yer alan katılıkları (Ekin, 2003), işsizliğin psikolojik ve sosyal etkileri (Yüksel, 2003) ele alınmıştır.

İkinci grupta işsizlikle ilgili ampirik modellerin yer aldığı çalışmalar yer almaktadır. Bu çalışmaların önemli bir bölümü doğal işsizlik oranını ve işsizlik histerisinin varlığını belirlemeye yönelik olarak araştırmalar olarak karşımıza çıkmaktadır. İşsizlik histerisi konusundaki çalışmalar daha çok işsizlik verisinde histerinin varlığını geleneksel birim kök testleri ve yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerini kullanarak incelemektedir. Histerinin Türkiye ekonomisindeki varlığına yönelik yapılan çalışmalarda, Küçükkkale (2001) 1950-1995 dönemi

için Kalman filtreleme tekniği ile, Pazarlıoğlu ve Çevik (2005) 1988-2004 dönemi için Ratchet modeli ile, Barışık ve Çevik (2008) 1923-2006 dönemi için Zivot-Andrews tek kırılmayı dikkate alan birim kök testi, Bai-Perron çoklu kırılma testi, Geweke ve Porter-Hudak, Modifiye Edilmiş Log-Periyodogram ve ARFIMA modelleri ile, Yılcı (2009) 1923-2007 dönemi için Perron, Zivot-Andrews, Lumsdaine-Papell tek ve içsel kırılmalı birim kök testleri ile, Koçyiğit vd. (2011) 1923-2011 dönemini yumuşak geçişli otoregresif modeller ile histeri etkisinin varlığını ortaya koymuşlardır. Ancak Güloğlu ve İspir (2011) 1988-2008 dönemi için Carrion-i Silvestre tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmayı dikkate alan panel birim kök testiyle bazı sektörler haricinde şokların işsizlik üzerinde uzun ve kalıcı bir etki yaratmadığı bulgusuna ulaşmışlardır. Rejim değişim yöntemi kullanan Barışık vd. (2010) Okun yasası çerçevesinde işsizlik oranı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiş ve ekonomik büyümenin işsizliği azaltmadığı sonucuna varmışlardır.

3. Metodoloji: Rejim Değişim Modeli

İşsizlik oranının tarihsel süreç içerisinde asimetrik davranışının izlenmesinde Markov rejim değişim modelleri iyi bir araç olacaktır. Çünkü Markov rejim değişim (switching) modelinde rejimler gözlenemezler ve gözlenemeyen rassal bir değişken tarafından belirlenmektedir. Markov değişim modellerinde; zamanın herhangi bir noktasında hangi rejimlerin hangi dönemlerde gerçekleştiği görülebilmektedir. Ancak zamanın her bir anında her bir rejime ait gözlenme olasılığı bulunabilmektedir. Markov rejim değişim modelleri (Markov switching autoregressive, MS-VAR) konjonktür dalgalarını analiz etmek amacıyla Hamilton (1989,1990,1994,1996), Kim ve Nelson (1998), Krolzig (1997,1998,2000,2001) tarafından ele alınmıştır. Hamilton (1989) 2 rejimli MS-AR(p) modelini;

$$y_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p} + \varepsilon_t & \text{eğer } (s_t = 1) \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p} + \varepsilon_t & \text{eğer } (s_t = 2) \end{cases} \quad (1)$$

$$y_t = \phi_{0,s_t} + \phi_{1,s_t}y_{t-1} + \dots + \phi_{p,s_t}y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

şeklinde kurmuştur. İfadede yer alan $\phi_{1,j}$ ve $\phi_{2,j}$ her bir rejime ait otoregresif gecikme parametrelerini, s_t her bir rejimin aldığı değeri, p modelin otoregresif derecesini, $\varepsilon_{it} \square iid(0, \sigma_i^2)$ ve $\sigma_i^2 < \infty$ göstermektedir (Mohd, Zaidi, 2006:57, Fallahi, Rodriguez, 2007:5). Rejimler, Markov rejim değişim modelini sağlayan gözlenemeyen rejim değişkeni tarafından belirlenir. Rejim, önceki değerine ve dönüşüm olasılıklarına bağlı olarak değişiklik göstermekte olup (Chang, Hu, 2009:1256-1257);

$$\Pr(S_t = j | S_{t-1} = i) = P_{ij} \geq 0 \quad (3)$$

şeklinde yazılabilir. Burada $i, j = 1, 2, \dots, k$ k farklı olası rejimi, $P_{i,j}$ de rejim i 'den rejim j 'ye geçiş olasılığını göstermekte olup;

$$\sum_{j=1}^k \Pr(S_t = j | S_{t-1} = i) = 1 \quad (4)$$

şeklinindedir. Rejim değişkeninin rejimler arasındaki geçişi Markov modeliyle kontrol edilmektedir. Bu model aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

$$P[a < y_t \leq b | y_1, y_2, \dots, y_{t-1}] = P[a < y_t \leq b | y_{t-1}] \quad (5)$$

Eğer bir değişken Markov modelinden çıkmışsa, bütün hesaplamamız gereken gelecek dönem rejim içinde verilecek olan şimdiki dönem ve dönüşüm olasılığıdır (Hamilton, 1994:679, Owen,2004:9);

$$P = \begin{pmatrix} P_{11} & \dots & P_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{k1} & \dots & P_{kk} \end{pmatrix} \quad (6)$$

Örneğin t zamanında her rejimin olasılığı vektör $\pi_t = (P_1, P_2, \dots, P_k)$ tarafından belirlenirse, sonra t+1 zamanında her rejimin olasılığı $\pi_{t+1} = P' \pi_t$ tarafından belirlenir. Durağan Markov rejim değişim modeli için, $\pi = P' \pi$ gibi ergodik olasılık vektörü mevcuttur. Ergodik olasılık vektörü, her rejimin koşulsuz olasılığı olarak işlem görebilmektedir. M-boyutlu zaman serisi vektörü $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{mt})'$, $s_t \in \{1, \dots, k\}$ üzerinde koşullu olarak tanımlanmaktadır (Hamilton, 1998);

$$P(y_t | Y_{t-1}, X_t, s_t) = \begin{cases} f(y_t | Y_{t-1}, X_t, \theta_1) & \text{eğer } s_t = 1 \\ f(y_t | Y_{t-1}, X_t, \theta_m) & \text{eğer } s_t = k \end{cases} \quad (7)$$

Rejim değişkeni s_t ve θ_m parametre vektörü rejim k’de gösterilmekte , $P(y_t | Y_{t-1}, X_t, s_t)$ içsel değişkenlerin olasılık yoğunluk fonksiyonunun vektörünü temsil etmekte, $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{mt})'$ fonksiyonu, $Y_{t-1} = \{y_{t-i}\}$ işleminin öncesine koşullu olduğu, $X_t = \{x_{t-i}\}$ ’de dışsal değişkenleri ifade etmektedir (Owen,2004:7). Modelin her rejimde doğrusal olduğu varsayılmıştır. ($s_t = k$). Konuyu dağıtmamak adına otoregresif modellere ve gelişme modeli olarak beyaz gürültü modelini ele alırsak $\varepsilon_{it} \square iid(0, \sigma_i^2)$;

$$y_t = n_k + a_{k1}y_{t-1} + \dots + a_{kp}y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Yukarıdaki gibi ilerleyen modeller zaman serilerinin rejim kaymalarını müteakip bir yumuşak geçişini belirtmektedir. Aksine, zaman serilerinde koşullu modelde ortalama kaydığı zaman ilk ve son olarak bir sıçrayış gerçekleşmektedir (Ferrara, 2003:374-376);

$$y_t - m(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - m(s_{t-1})) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p} - m(s_{t-p})) + u_t \quad (9)$$

Eğer y_t ’nin stokastik modeli, gözlenemeyen rejim s_t üzerinde koşullu olarak tanımlandıysa, veri üreten mekanizmanın tam tanımı, rejimi oluşturan stokastik modelin açıkça belirtilmesini ister (Bildirici, Bozoklu, 2007:5-6);

$$\Pr(s_t | Y_{t-1}, S_{t-1}, X_t, \rho) \quad (10)$$

Bu ifadede rejim değişkeninin , $S_{t-1} = \{s_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$, geçmiş gözlenemez fakat gözlemlerden bulunabilir ve r vektörü rejim oluşturan modelin parametrelerini içermektedir. Modeller, rejim oluşturan stokastik model varsayımlarına göre birbirinden ayrılmaktadır. Ergodik Markov zinciri tarafından türetilen gözlenemeyen rejim değişkeni, dönüşüm olasılıklarıyla açıklanmakta ve $\sum p_{ij} = 1$ ve $\forall i, j \in \{1, \dots, k\}$ (Fallahi, Rodriguez, 2007:7-8);

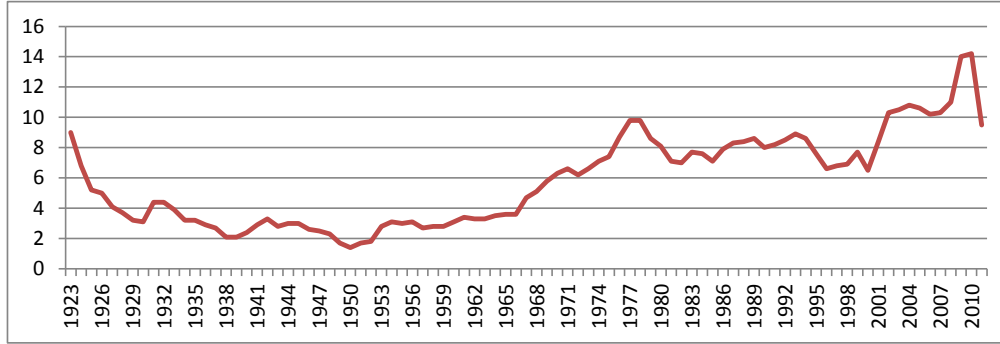
$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i) \quad (11)$$

şeklinde tanımlanmaktadır.

4. Veri ve Ampirik Sonuçlar

Bu çalışmada Türkiye'nin 1923-2010 yılları arasına ait aktif nüfus içerisinde 1923-1988 dönemi Bulutay (1995) ve 1988-2010 dönemi Türkiye İstatistik Kurumu veri tabanından elde edilen logaritması alınmış işsizlik oranı serisi kullanılmıştır. Seri Hodrick-Prescott yöntemi ile trendden arındırılarak devrevi işsizlik oranı elde edilmiştir. Markov rejim değişim modeliyle elde edilen rejim değişim olasılıkları grafiği ile karşılaştırılma yapılarak konunun daha iyi anlaşılması amacıyla işsizlik oranının analiz periyodu içerisindeki gelişimi Şekil 1'de verilmiştir.

Şekil 1: 1923-2011 Dönemi İşsizlik Oranları



Değişkenlere MS-VAR yöntemi¹ uygulanmadan önce birim kök sorunundan arındırılması gerekmektedir. Bu amaçla Dickey ve Fuller (1979, 1981, ADF), Phillips ve Perron (1988, PP), Elliot vd. (1996, DF-GLS) ve Kwiatkowski vd. (1992, KPSS) tarafından geliştirilen birim kök testi yapılmıştır. Sonuçların yer aldığı Tablo 1'de değişkenlerin düzey değerlerinde birim kök taşıdığı, bu yüzden birinci farklarını alarak analize devam edilmesi gerektiği görülmektedir.

Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları

	ADF	DF-GLS	PP	KPSS
<i>Düzyer Değerleri</i>				
Sabit	-1.388 (1)	-1.245 (1)	-1.286 (2)	0.874 (7)
Sabit+Trend	-3.364 (1)	-1.546 (1)	-3.846 (0)**	0.188 (6)**
<i>Birinci Farklar</i>				
Sabit	-6.769 (0)**	-3.411 (0)**	-6.546 (4)**	0.329 (1)*
Sabit+Trend	-6.732 (0)**	-5.331 (0)**	-6.385 (5)**	0.174 (0)**

Not: ADF testi için parantez içindeki değerler SIC kriterine göre seçilen gecikme uzunluklarını ve gecikme uzunluklarının sıfır olması durumunda DF test sonuçlarını göstermektedir. Mac Kinnon (1996) kritik değerleri, sabit terimli model için sırasıyla %1 ve %5 güven aralığında -3.485, -2.885, sabit terim ve trendli model için -4.035, -3.447'tür.

DF-GLS testi için parantez içindeki değerler SIC kriterine göre seçilen gecikme uzunluklarını göstermektedir. Asimptotik kritik değerler sabit terimli model için sırasıyla %1 ve %5 güven aralığında -2.591, -1.944, sabit terim ve trendli model için -3.602, -3.1772'tür.

¹ I sabit terimi, A otoregresif katsayıları, H varyansı olmak üzere alternatif modeller kurulabilmektedir. Bu çalışmada MSIAH (Markov Swiching Intercept Autoregressive Heteroscedasticity) modeli kurulmuş kısaca MS olarak gösterilmiştir. İşsizlik oranına uygulanan rejim değişim modeli ile ilgili ampirik çalışmalar için Fallahi ve Rodriguez'e (2007) bakılabilir.

PP testi için parantez içindeki değerler Bartlett Kernel kriteri kullanılarak Newey-West’e göre seçilen bant genişliklerini göstermektedir. Kritik değerler ADF testi ile aynıdır.

KPSS testi için parantez içindeki değerler Bartlett Kernel kriteri kullanılarak Newey-West’e göre seçilen bant genişliklerini göstermektedir. Asimptotik kritik değerler sabit terimli model için sırasıyla %1 ve %5 güven aralığında 0.739, 0.463, sabit terim ve trendli model için 0.216, 0.146’dır. Sırasıyla * ve ** işaretleri %5 ve %1 anlamlılık seviyesi için kullanılmaktadır.

Brock, Dechert ve Schienkman (1987) ve Brock, Dechert, Schienkman ve LeBaron (1996) tarafından geliştirilen BDS testi serilerin doğrusal olup olmamasının test edilmesi amacıyla literatürde yaygın bir şekilde kullanılan portmanto karakterli bir testtir. Test mantığı sıfır hipotezinde serinin (örneğin Z_t ve $t=1, \dots, T$) doğrusallığından elde edilen hata terimlerinin bağımsız özdeş dağıldığı varsayımına karşılık alternatif hipotezde temel olarak doğrusal olmayanlığı test eder.

Tablo 2: BDS Doğrusallık Testi Sonuçları

M	ε			
	0.0016	0.0032	0.0048	0.0064
2	18.84 [0.000]*	13.00 [0.000]*	10.56 [0.000]*	9.94[0.000]*
3	27.01 [0.000]*	14.10 [0.000]*	10.19 [0.000]*	9.26 [0.000]*
4	40.82 [0.000]*	16.07 [0.000]*	10.32 [0.000]*	8.72 [0.000]*

Not: m boyut, ε ise boyutun farklı mesafelerini, * olasılık değerlerini göstermektedir. BDS testinde m değerleri 2,3,...,8’ kadar değerlendirilmiş, sadece m=2,3,4 sonuçları rapor edilmiştir.

Uygun otoregresif kök (AR) uzunluğunun belirlenebilmesi için alternatif otoregresif kökler kullanılmış ve bu gecikme uzunlukları arasından Schwarz Bilgi Kriterine (SCI) göre optimal otoregresif kök uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. Doğrusal AR(1) modelinden elde edilen hatalara uygulanan BDS test sonuçlarının yer aldığı Tablo 2’de ki olasılık değerlerine göre hataların özdeş dağıldığının varsayıldığı sıfır hipotez reddedilir ve böylece işsizlik oranı doğrusal olmayan bir yapıya sahiptir.

Tablo 3: Rejim Sayısının Belirlenmesi ve Test İstatistikleri

Rejim Sayısı	Log Olabilirlik	LR Doğrusallık	Davies	AIC	SC
MS(2)	-76.5145	23.2833 (0.00)	0.00	2.3337	2.4754
MS(3)	-89.8685	36.5752 (0.00)	0.00	2.3258	2.5793
MS(4)	-85.1447	46.0229 (0.00)	0.00	2.3482	2.83

Not: AIC Akaike bilgi kriterini, SC Schwarz bilgi kriterini, LR olabirlik oranını ifade etmektedir.

LR (olabirlik oranı) doğrusallık ve Davies² test istatistiklerine göre bütün rejimler doğrusal olmayan ve asimetrik bir yapıya sahiptir. Bununla birlikte AIC ve SC test istatistiklerinin en küçük ve log olabirlik oranının en büyük olduğu yıllar itibarıyla ele alınan işsizlik oranında daralma ve genişleme olarak iki rejimde geçiş yaptığı model kabul edilmektedir. Buna göre 11 numaralı denklem kullanılarak MS(2)-AR(1) modeli sonucunda elde edilen geçiş olasılıkları matrisi Tablo 4’te yer almaktadır.

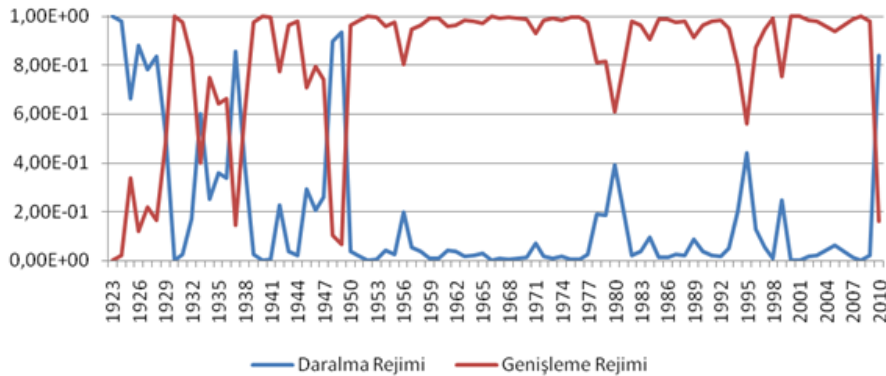
²Davies asimetri testi ile ilgili detaylı bilgi Davies (1977, 1987) ve Garcia ve Perron (1996) bulunabilir.

Tablo 4: Rejim Geçiř Olasılıkları Matrisi

	Daralma Rejimi	Geniřleme Rejimi
Daralma Rejimi	0.73896747	0.2610325
Geniřleme Rejimi	0.05800243	0.9419976

Rejim geçiř olasılıkları matrisine göre geniřleme rejiminin uzunluęu 17.24 çeyrek (4.31 yıl), daralma rejiminin uzunluęu ise yaklaşık olarak 3.83 çeyrek (0.95 yıl) sürmektedir. Yine geçiř olasılıkları matrisine göre daralma rejiminden çıkış hızı 1.35 ve daralma rejimine giriş hızı ise 1.06 çeyrektir. Geniřleme rejiminden çıkış hızı 0.26, giriş hızı ise 0.33 çeyrektir. Daralmayı takip eden dönemde rejimin tekrar daralma (iřsizlięin artması) olma olasılıęı 0.74 iken, geniřlemeyi takip eden dönemde rejimin tekrar geniřlemede olma olasılıęı 0.94 olarak bulunmuřtur. Dolayısıyla, geniřleme rejiminde tahmin olasılıęı 1'e oldukça yakındır. Ekonominin geniřleme rejiminde geçirdięi süre daralma rejiminde geçirdięi süreye göre çok daha uzundur ki bu da geniřleme rejimindeki kalıcılıęın bir göstergesidir. Özellikle çok partili hayata geçiřten günümüze Türkiye çok sayıda seçim dönemi ve Türkiye ekonomisi de çok sayıda krizle karřılařmıřtır. Bu nedenle, seçim dönemleri öncesi ve hemen ekonomik kriz öncesi dönemlerde hükümetlerin, geniřletici makro ekonomik politikaları devreye sokarak sosyal kesimleri rahatlatıp seçimlere, enflasyon maliyetine daha sonra katlanmayı göze alarak, avantajlı girmek istemeleri ve ekonominin durguluęa girdięi kriz öncesi dönemlerde ise krizden kaçabilmek düşüncesi ile söz konusu geniřletici politikalara sarılmaları geniřleme rejiminde geçirilen süreyi uzatmıřtır. Bütün bunlarla birlikte, iřsizlik açasından geniřleme ve daralma arasında tam bir asimetrimin olduęu söylenemez.

řekil 2: MS(2)-AR(1) Modeline Göre Yumuřatılmıř ve Filtrelenmiř Rejim Olasılıkları



Milli Mücadele ertesinde orduda bařlayan terhisler ve savařtan çıkmıř ülke ekonomisinin içinde bulunduęu durumdan dolayı 1923 yılında %9.1 gibi yüksek bir seviyeye ulařan iřsizlik oranı bu tarihten itibaren, arada dünya krizinin etkilerinin hissedildięi 1931, 1932 yılları hariç, süreklilik arz eden bir düşüş trendi göstermiř ve 1950'de en düşük seviyeye, %1.5'e inmiřtir. Bu tarihten sonra ise iřsizlik yükselme trendine girerek, 1960'ta %3.1'e, 1965'te %3.7'ye, 1970'te %6.4'e, 1975'te %7.6'ya ve 1978'de ise cumhuriyetin kuruluşundan beri en yüksek düzeye; %10.1'e ulařmıřtır. Daha sonraki yıllarda ise biraz gerileyen ve iniř-çıkışlar sergileyen iřsizlik oranı, 1985'de %7.3, 1990'da %7.4, 1995'de %7.3, 2000'de ise %6.5 olmuřtur. 2000'li yıllarda ise iřsizlik oranının yükselme trendine girerek %10'ları ařtıęını gözlemliyoruz. Nitekim, 2005 yılında %10.3 düzeyine yükselen iřsizlik oranı, 2009 yılında, dünyada yařanan krizinde katkısıyla %15'leri ařmıřtır.

Türkiye’de Cumhuriyetin ilk yıllarından 1960’ların sonuna kadar işsizliğin genel olarak % 3 - % 4.5 civarlarında seyrettiğini görüyoruz. İlk üç yıl hariç işsizliğin % 5’in üzerine çıktığı ilk yıl 1968 olmuş, bu tarihten günümüze ise % 6’nın altına düşmediği görülmüştür. 1950’li yıllarda, özellikle de 1954 yılından itibaren 1950-54 arası devam eden ekonomik büyüme süreci yerini küçülmeye bırakmıştır. 1954 sonrası ortaya çıkan ekonomik sorunlar yeni yatırımların yapılmasını engellerken özellikle ekonomik ve politik istikrarsızlığın arttığı 1958-59 döneminde ekonomik verilerde büyük düşüşler yaşanmıştır. 1950’li yıllarda işsizlik oranlarında süreklilik arz eden artışlar söz konusudur. 1950 yılında %1.5 düzeyinde olan işsizlik oranı 1960 yılında % 3.1 düzeyine yükselmiştir. Bu artışa genel olarak 1954’den itibaren yaşanan ekonomik sorunlar ve özelde de tarım sektöründe görülen makineleşmenin istihdamda yarattığı olumsuz etkilerin neden olduğunu belirtebiliriz.

1960’lı yıllar hızlı sanayileşme hareketlerinin yaşandığı yıllar olarak karşımıza çıkmaktadır. Sanayileşmenin işsizlik üzerinde pozitif etkileri söz konusu olmakla birlikte işsizlik üzerinde olumlu etki yaratan bir diğer faktör 1960’lı yıllarda başlayan yurt dışına, başta Almanya üzere, yaşanan işgücü ihracıdır. Bununla birlikte yurt dışından işgücü talebinin vasıflı işgücüne yönelik olması Türkiye de üretim üzerinde negatif etkiler meydana getirmiştir.

İşsizlik oranları 1970’li yılların basından itibaren yaşanan ekonomik sorunların etkisi ile artış eğilimine girmiş, işsizlik oranlarındaki bu artış eğilimi kısa sürelerle üst üste yaşanan ekonomik krizlerle daha da hızlanmıştır. 1969 yılında %5.9 düzeyinde olan işsizlik rakamı 1979 yılında %8.9’a yükselmiştir. 1970’li yılların ortasından ve özellikle de son çeyreğinden itibaren hızla yükselen enflasyon oranları, büyüyen dış ticaret açıkları ve ithal ikamesine dayalı sanayileşme stratejisinin iflası, ekonominin geneline yayılan grevler ve dolayısıyla da işgünü kayıpları ve bunun sonucunda kapasite kullanım oranlarının düşmesi işsizlik oranlarını artıran faktörler olarak karşımıza çıkmaktadır. Ayrıca 1970’li yıllar köyden kente göçün yoğun olduğu yıllar olarak göze çarpmaktadır. Bununla birlikte, sanayileşme stratejisi bağlamında, kente göç eden işgücünü istihdam edebilecek işgücü yoğun teknolojiler yerine sermaye yoğun teknolojilerin benimsenmesi, söz konusu işgücünün kayıt dışı alanlara kaymasına neden olmuştur. Bu durumun 1970’li yıllarda politik istikrarsızlığı artıran önemli nedenlerden biri olduğunun özellikle belirtilmesi gerekir.

24 Ocak 1980 kararlarıyla başlayan Türkiye ekonomisinin dünya ekonomisi ile bütünleşme amacı doğrultusunda ekonomide meydana gelen radikal değişimler ve sanayileşme stratejisinin ithal ikamesi sisteminden ihracata dayalı bir yapıya bürünmesi sonucu Türkiye ekonomisi de, istikrarlı olmasa da, büyüme eğilimine girmiştir. Özellikle bu dönemde haberleşme, enerji, ve ulaştırma alanlarına yönelik altyapı yatırımları, bu büyüme eğiliminde büyük rol oynamıştır. Bununla birlikte, 1980 sonrası dönemde uygulanan ekonomi politikalarının da işsizlik sorununa bir çözüm bulamadığını görüyoruz. 1980’li yıllarda işsizlik rakamları %7.2 ile %8.7 arasında seyretmiştir. 1980 sonrasında, özellikle de 24 Ocak 1980 kararlarının da etkisi ile, yaşanan ekonomik ve sosyal dönüşüm ve terörün etkisi ile birlikte artan köyden kente göç işsizlik sorununa kalıcı bir çözüm bulunmasını engellemiştir. Bu dönemde işsizliğe negatif katkı yapan bir diğer faktör ise 1960’lı yıllarda yurt dışına yönelik işgücü ihracının 1982 yılından sonra Almanya’nın izlediği politikayla tersine çevrilmesidir.

24 Ocak 1980 süreci ile başlayan ve 1994 yılında yaşanan ekonomik krize kadar devam eden büyüme eğiliminin, işsizlik sorununun çözümüne tek başına yeterli olmadığı görülmüştür. 1990’lı yıllar Türkiye ekonomisi için önemli dönüşüm, değişim ve krizlerin yaşandığı yıllar olmuştur. 1989-90 yılında Türkiye de sermaye hareketleri serbest bırakılmış, 1991 yılında körfez savaşının etkisine maruz kalmış, 1994 yılında ekonomik krize girmiş, 1996

yılında Avrupa Birliği ile Gümrük Birliği Anlaşması imzalanmış, 1999 yılında ise yarattığı ekonomik ve sosyal etkiler açısından tarihinin en büyük doğal afeti diyebileceğimiz 17 Ağustos depremini yaşamıştır. Bütün bu olaylara rağmen, 1994 krizi öncesinde 1993 yılını %9.2 gibi 1990'lı yılların en yüksek işsizlik oranı ile kapatmasına karşın, 1990'da %7.4 olan işsizlik rakamının 1999 yılında da yine %7.4 olarak gerçekleştiğini görüyoruz.

2000'li yıllarda işsizlikte yaşanan değişimi incelediğimizde, işgücüne katılım oranında büyük bir değişim olmamasına karşın işsizlik oranının 2000 yılındaki %6.5'lük düzeyinden 2003 yılında %10.5'e yükseldiğini görmekteyiz. Bu yükselişte, 2001 ekonomik krizi sonucunda ekonomide meydana gelen küçülme, emeklilik yaşının yükselmesi, uygulanan ekonomik ve sosyal politikaların tarım sektöründe istihdamın azalmasına neden olması gibi faktörler bu dönemde işsizliğin resmi rakamlarla Cumhuriyet tarihinin en yüksek seviyesine çıkmasına sebep olmuştur. Ama bu seviye de daha sonraki yıllarda aşılabacaktır. Yaşanan küresel krizde etkisiyle, işsizliğin 2008 sonunda yüzde 11'e 2009' da ise % 14'e ulaştığını görüyoruz. İşgücüne katılım oranında 2000'li yıllarda herhangi bir artış söz konusu olmadığı halde (işgücüne katılım oranı 1970-2000 arası dönemde ortalama olarak %51.7 iken, 2000'li yıllarda ortalama %47.1'e düşmüştür.) istihdam oranı azalırken, işsizlik oranı artmıştır. İstihdam yaratmayan ekonomi politikaları neticesinde, istihdamda tarımın payı düşerken, tarımdan ayrılan işgücününün sanayi ve hizmet sektöründe istihdam edilebilecek vasfa sahip olmamaları sonucunda kayıt dışı istihdamın yükseldiğinin de vurgulanması gerekir. Yıllık ortalama işsizlik oranı 1980'li yıllarda %8.2, 1990'lı yıllarda ortalama %8.1 iken, 2000'li yıllarda işsizlik oranı ortalama %11'e yükselmiştir.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Uzun yıllardan beri işsizlikle mücadele eden Türkiye'de iktisat literatüründe bu amaçla bir çok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmada ise Türkiye'nin 1923-2011 döneminde trendden arındırılmış işsizlik oranının gösterdiği asimetrik davranışlar araştırılmıştır. Dickey ve Fuller (1979, 1981, ADF) , Phillips ve Perron (1988, PP), Elliot vd. (1996, DF-GLS) ve Kwiatkowski vd. (1992, KPSS) tarafından geliştirilen birim kök testi sonuçlarına göre işsizlik oranı serisi düzey değerinde durağan olmamakla beraber birinci farkında durağandır. Asimetrik davranışın tespitinde ilk olarak Brock, Dechert ve Schienkman (1987) ve Brock, Dechert, Schienkman ve LeBaron (1996) tarafından geliştirilen BDS testi uygulanmış ve işsizlik oranının doğrusal olmayan bir yapıya sahip olduğu görülmüştür. Doğrusal olmayan yapı tespit edildikten sonra belirli kriterler çerçevesinde işsizlik oranının daralma ve genişleme olmak üzere iki rejimde geçiş yaptığı bulgusuna ulaşılmıştır. Konjonktür dalgalarını analiz etmek amacıyla Hamilton (1989) ve Krolzig (1997,1998) tarafından geliştirilen Markov rejim değişim modeli aracılığıyla ele alınan dönem içerisinde işsizlik oranının gösterdiği rejim değişiklikleri tespit edilmiştir. Buna göre işsizlik 1923-1950 döneminde sürekli olarak rejim değiştirirken bu dönemden sonra belirli yıllar haricinde sürekli genişleme döneminde kalmıştır. Bu rejim değişikliğinin yaşandığı dönemlere yönelik iktisadi nedenler ve sonuçlar yukarıda belirtilmiştir. Yumuşatılmış ve filtrelenmiş rejim olasılıkları grafiği incelendiğinde özellikle son yaşanan küresel krizin işsizlik oranı üzerindeki etkisi açısından Barışık vd. (2010) ile aynı sonuçlar elde edilmiştir. Türkiye'de işsizlik oranının gelişimine baktığımızda çıkarabileceğimiz diğer bir önemli sonuç da, işsizlik oranının ilk defa %7'yi aştığı 1974'ten sonra, aradaki 1996, 1998 ve 2000 istisna yılları hariç, 2012'ye kadar hiçbir yılda bu seviyenin altına düşmemiş olmasıdır. Bir anlamda işsizlik oranı aşağı doğru katılık göstermiş, yani işsizlik rejim değiştirerek bu seviyenin üstünde kalıcı bir karakter kazanmıştır. Bütün bu açıklamalar ışığında Türkiye ekonomisi için histeri etkisinin söz konusu olduğu varsayımında bulunmak mümkündür.

Kaynaklar

- Aktürk, F. (1999). Türkiye’de İşgücü Piyasası, İstihdam ve İşsizlik. Çalışma ve Sosyal Güvenlik Dergisi, 3(2): 185-194.
- Aslantürk, G. (2007). Küresel İstihdam Eğilimleri ve Gençlerin İşsizliği. TİSK Akademi Dergisi, 2: Özel Sayı: I, 53-57.
- Barışık, S., Çevik, İ., & Çevik, N. (2008). Türkiye’de Okun Yasası, Asimetri İlişkisi ve İstihdam Yaratmayan Büyüme: Markov-Switching Yaklaşımı. Maliye Dergisi, 159, 88-102
- Bildirici, M., & Bozoklu, Ü. (2007). Bireysel Beklentiler ve Çoklu Ekonomik Denge: Markov Geçiş Modeli. 8. Türkiye Ekonometri Ve İstatistik Kongresi, İnönü Üniversitesi: 1-10.
- Bilgin, M.H. (2003). Türkiye’de İşsizliğin Yapısal Analizi. Öneri Dergisi, 5(9)-19: 137-143.
- Bozdağlıoğlu, Y. (2008). Türkiye’de İşsizliğin Özellikleri ve İşsizlikle Mücadele Politikaları. Manas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 20: 45-65.
- Brock, W.A., Dechert, W., & Scheinkman, J. (1987). A Test For Independence Based on the Correlation Dimension. University of Wisconsin at Madison, Department of Economics Working Paper
- Brock, W.A., Dechert, W., Scheinkman, J., & LeBaron, B. (1996). A Test for Independence Based On The Correlation Dimension. Econometric Reviews, No:15, 197-235
- Bulut, C. (2006) Ekonomik Yapı ve Politika Analizi: Türkiye Ekonomisi Performans Değerlendirmesi, İstanbul: Der Yayınları.
- Bulutay, T. (1995) Employment, Unemployment and Wages in Turkey, Ankara, International Labour Office.
- Cengiz, S., & Şahin, A. (2011). Refah Kaybı Çerçevesinde İşsizlik. Ekonomi Bilimleri Dergisi, 3 (1): 135-144.
- Chang, T., & Hu, J-L. (2009). Incorporating A Leading Indicator Into The Trading Rule Through The Markov-Switching Vector Autoregression Model. Applied Economics Letters, 16 (12): 1255 – 1259.
- Davies, R. B. (1977). Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. Biometrika, 64(2), 247-254.
- Davies, R. B. (1987). Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. Biometrika, 74(1), 33-43.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. Journal of The American Statistical Association, 74: 427- 431.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. Econometrica, 49: 1057-1072.
- Ekin, N. (2003). Türkiye’de İşsizlik: İş Aramayan İşsizler-Kırsal Yoksullar-Kentsel Kayıtdışı Yapay İstihdamdakiler-Açık İşsizler. Kamu-İş, 7(2): 1-21.
- Elliot, G., Rothenberg, T.J., & Stock, J.H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. Econometrica, 64(4): 813-836.
- Fallahi, F., & Rodriguez, G. (2007). Using Markov-Switching Models to Identify the Link Between Unemployment and Criminality. University Of Ottawa, Faculty Of Social Sciences, Working Paper:#0701e: 1-53.

- Ferrara, L. (2003). A Three-Regime Real-Time Indicator for the US Economy". *Economics Letters*, 80(3): 373-378.
- Garcia, R., & Perron. P. (1996). An Analysis of the Real Interest Rate Under Regime Shifts. *The Review of Economics and Statistics*. 78(1), 111-125.
- Gülođlu, B. & İspir, S. (2011). Doğal İşsizlik Oranı mı? İşsizlik Histerisi mi? Türkiye için Sektörel Panel Birim Kök Sınaması. *Ege Akademik Bakış Dergisi*, 11(2):205-215
- Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57: 357-84.
- Hamilton, J. D. (1990). Analysis of Time Series Subject to Regime Changes. *Journal of Econometrics*, 45: 39-70.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*, Chapter 22, Princeton University Press: Princeton, New Jersey.
- Hamilton, J.D. (1996). Specification Testing in Markov-Switching Time-Series Models. *Journal of Econometrics*, 70(1): 127-157.
- Karabıyık, İ. (2009). Avantaj ve Dezavantajlarıyla Genç İşsizliđin Deđerlendirilmesi. *Erzincan Üniversitesi Hukuk Fakóltesi Dergisi*, 13: 293-320.
- Kepenek, Y., & Yentürk N. (2009). *Türkiye Ekonomisi*, 22.B., İstanbul: Remzi Kitabevi.
- Kızılgöl, Ö. (2006). Türkiye’de Büyüme Oranı ile İşsizlik İlişkisi. *Akademik Fener Dergisi*, 3(6): 55-70.
- Kim, C-J., & Nelson, G. (1998). *State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. MIT Press.
- Krolzig, H-M. (1997). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer
- Krolzig, H-M. (1998). *Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions Using Msvar For Ox*. Oxford University Press.
- Krolzig, H-M. (2000). *Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes*. Oxford University Working Paper no. 2000w31.
- Krolzig, H-M. (2001). *Estimation, Structural Analysis and Forecasting of Regime-Switching Model With Msvar For Ox*. Oxford University Press.
- Krolzig, H-M. (1988). *Impulse-Response Analysis in Markov Switching Vector Autoregressive Models*. Economics Department, University Of Kent College. Canterbury Cty 7np, Çevrimiçi: [_Hhttp://Www.Economics.Ox.Ac.Uk/Research/Hendry/Krolzig/1998](http://www.Economics.Ox.Ac.Uk/Research/Hendry/Krolzig/1998), (Erişim Tarihi: 24.11.2011).
- Küçükkale, Y. (2001). Doğal İşsizlik Oranındaki Keynesyen Histeri Üzerine Klasik Bir İnceleme: Kalman Filtre Tahmin Tekniđi ile Türkiye Örneđi 1950-1995. V. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu. Adana
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing The Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have A Unit Root?. *Journal of Econometrics*, 54(1-3): 159-178.
- Mackinnon, J. (1996). Numerical Distribution Functions For Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11: 601-618.

- Mohd, T.I. & Zaidi, I. (2006). Modelling Exchange Rates Using Regime Switching Models. *Sains Malaysiana*, 35 (2): 55-62.
- Pazarlıoğlu, M.V & Çevik, İ. (2005). Ratchet Model Uygulaması:Türkiye Örneği. VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu. İstanbul
- Phillips, P.C.B. & Perron, P. (1988). Testing For a Unit Root in Time Series Regressions. *Biometrika*, 75 (2): 335-346.
- Owen, S. (2004). A Markov Switching Model For UK Acquisition Levels. University of New South Wales , School of Banking and Finance, Working Paper, 2004-1: 1-24.
- Sayın, F. (2011). Türkiye’de 1988-2010 Döneminde Eğitim Ve Büyümenin Genç İşsizliğine Etkisinin Analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13 (4): 33-53.
- Yılandı, V. (2009). Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye’de İşsizlik Histerisinin Sınanması. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2):324-335
- Yılmaz, G. Ö. (2005). Türkiye Ekonomisinde Büyüme ile İşsizlik Oranları Arasındaki Nedensellik İlişkisi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 2: 63-76.
- Yüceol, H. M. (2006). Türkiye Ekonomisinde Büyüme ve İşsizlik İlişkisinin Dinamikleri. *İktisat İşletme ve Finans*, 21 (243): 81-95.
- Yüksel, İ. (2003). İşsizliğin Psiko-Sosyal Sonuçlarının İncelenmesi (Ankara Örneği). *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4 (2): 21-38.