

TÜSİAD-KOÇ UNIVERSITY ECONOMIC RESEARCH FORUM
WORKING PAPER SERIES

**BEKLENTİLERİN EKONOMİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ:
MS-VAR YAKLAŞIMI**

Melike Bildirici
Ümit Bozoklu

Working Paper 1019
June 2010

TÜSİAD-KOÇ UNIVERSITY ECONOMIC RESEARCH FORUM
Rumeli Feneri Yolu 34450 Sarıyer/Istanbul

BEKLENTİLERİN EKONOMİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: MS-VAR YAKLAŞIMI

Prof. Dr. Melike BİLDİRİCİ

Ümit BOZOKLU¹

Abstract

Çalışmanın temel amacı, çoklu denge bağlamında beklentinin, belirsizliğin ve inancın ekonomi üzerindeki etkisini ölçmektir. Bu çerçevede, Hamilton (1989) tarafından geliştirilen, ekonometrik uygulamalarda yaygın olarak kullanılan ve rejim değişim modeli olarak bilinen Markov değişim modeline ilişkin kuramsal çerçevenin incelenmesi ve söz konusu doğrusal olmayan zaman serisi modelinin Krolzig (1997) tarafından geliştirilen çok değişkenli versiyonunun (MS-VAR) Türkiye için uygulanmasını içermektedir. Beklentinin ekonomi üzerindeki etkisini test etmek için Sanayi Üretim Endeksi (SÜE), Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE) ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksinden (İMKB) hareket edilecektir. Öncelikle değişkenlere derinlik, diklik ve keskinlik asimetrisi uygulanacaktır. Daha sonra ise MS-VAR modeli bağlamında iki ayrı model kullanılarak, beklentinin ve inancın ekonomi üzerindeki etkisi analiz edilecektir.

Giriş

Bu çalışmada, çoklu denge çerçevesinde beklentilerin ekonomi üzerindeki etkilerini ölçme de Markov değişim modelleri kullanılacaktır. Çoklu dengeli makroekonomik modeller, iktisadi birimlerin ekonominin durumuna dair algılamalarının ve dolayısıyla beklentilerindeki ani değişikliklerin konjonktür dalgaları için önemli faktörler olabileceğini ileri sürmektedir. Bu bağlamda hem teoride hem de uygulamada sıklıkla ele alınan konulardan bir tanesi, kendi kendini besleyen inanışlar sonucu beklentilerdeki ani değişimlerin krizlere neden olabileceği görüşüne dayanan ikinci nesil modellerdir.²

Çoklu denge yaklaşımı çerçevesinde bir Markov değişim modelinin kullanılması ile söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiler stokastik olarak ortaya konulabilmektedir. Markov değişim modeli iktisat literatürüne, öncesinde konunun temelini oluşturan pek çok çalışma bulunmakla birlikte, Hamilton (1989)'ın Amerika Birleşik Devletleri'ne ilişkin yaptığı çalışma ile kazandırılmış ve Krolzig (1997) ile popüler hale gelmiştir. Markov değişim modelleme yaklaşımı karma dağılımın söz konusu olduğu zaman serilerinde, rejim değişimlerinin yer aldığı ve bu değişimlerin hangi dönemlerde gerçekleştiğinin bilinmediği ve

¹ Prof. Dr. Melike BİLDİRİCİ, Yıldız Teknik Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, bildiri@yildiz.edu.tr
Dr. Ümit BOZOKLU, umitbozok@gmail.com

² İkinci nesil modeller temel makroekonomik göstergelerde bozulma söz konusu değilken ve uygulanan iktisat politikalarında tutarsızlık mevcut değilken piyasadaki olumsuz beklentilere bağlı olarak meydana gelen krizlerdir. Çoklu dengeliyi içeren ikinci nesil modellere ilişkin detaylı bilgi için Obstfeld (1986 ve 1996), Jeanne ve Masson (2000)'a bakılabilir.

dolayısıyla elde edilen sonuçların ve geleceğe yönelik tahminlerin olasılıksal olarak ifade edildiği doğrusal olmayan bir modelleme yaklaşımıdır.

Markov değişim vektör otoregresif modeli kısaca *MS-VAR*, Hamilton (1989,1990) tarafından geliştirilen tek değişkenli Markov değişim modelinin Krolzig (1997) tarafından çok değişkenli duruma genelleştirilmiş halidir. *MS-VAR* model sınıfının arkasındaki temel fikir, Sims'den itibaren makro iktisatta yaygın araştırma stratejisi olmuş doğrusal vektör otoregresif modellerinden farklı olarak, sistem rejim değişikliği ile karşı karşıya ise *VAR* sürecinin parametrelerinin rejim değişikliği ile beraber değişebilmesine imkan tanınmasıdır. Bu bağlamda *MS-VAR* modeli rejimde kaymalara konu olan zaman serilerine ilişkin olarak, p 'inci dereceden basit sonlu bir *VAR* modelinin genelleştirilmesi olarak nitelendirilebilir.

Bu çalışmada beklentilerin ekonomi üzerindeki etkisi için kullanılacak olan *MS-VAR* modelleme yaklaşımı güneş lekeleri çerçevesinde kullanılacaktır. Chauvet ve Guo (2003) çalışmasında *MS-VAR* modeli ile çoklu dengeyi ilişkilendirmiştir. Bu çalışma dışında *MS-VAR* modeli birçok çalışmada kullanılmıştır. Krizlerle ilgili olarak Fratzscher (2002), Tillmann (2004), Pontines ve Siregar (2008), konjonktür dalgaları üzerine Kontolemis (1999), Krolzig (2001,2001a), Ferrara (2003), Krolzig ve Toro (2004), Artis, Krolzig ve Toro (2004), Anas ve diğ.(2007) ile borsa üzerine Hondroyiannis ve Papapetrou (2006), Ismail ve Isa (2008), Guidolin ve Hyde (2009) sıralanabilir.

İktisadi dalgalanmaları Türkiye'de MS yöntemini kullanarak analiz eden çalışmalardan bazıları ise Saltoğlu, Şenyüz ve Yoldaş (2003), Bolatoğlu (2006), Yılmazkuday ve Akay (2007), Önder (2006), Akgül, Koç ve Koç (2007), Açıkgöz (2008), Tastan ve Yıldırım (2008) ve Altuğ ve Bildirici (2010) çalışmalarıdır. Borsa üzerine Bildirici ve Bozoklu(2008) çalışmalarıdır.

Bu çalışma ise, farklı farklı çalışmalara konu olan iktisadi dalgalanmalar, borsa ve beklentilerle inançların etkisini eşanlı olarak incelemeyi amaçlamaktadır. Çalışmanın özelliği bu üç boyutu tek çalışma da toplamaya çabalamak ve böylece de çoklu denge, kendi kendini besleyen inanışlar, kendi kendini gerçekleştiren beklentiler, konjonktürel dalgalanma ve borsa getirisini aynı modelde analiz ederken birbirleri üzerindeki etkileri de yakalamaktır. Böylece çalışma ile finansal ve reel ekonomi aynı model içine girmiş olacak ve etkileri analiz edilecektir.

Çalışmanın birinci bölümünde, ekonomik faaliyetlerin iktisadi temellerinin yanı sıra hayvansal güdü, güneş lekeleri, kendi kendini gerçekleştiren beklentiler ve piyasa psikolojisi

gibi dıřsal belirsizlikler teorik olarak ele alınacaktır. alıřmanın ikinci blmnde ise, Hamilton (1989) tarafından geliřtirilen ve rejim deęiřim veya Hamilton modeli olarak da isimlendirilen tek deęiřkenli Markov deęiřim modelini ok deęiřkenli hale getiren Krolzig(1997)'in yaklařımı detaylı olarak incelenecektir. Drdnc blm ekonometrik analizin yapıldığı blmdr.

1. Beklentiler ve oklu Denge

Beklentiler tm iktisadi yaklařımlarda, arpıcı bir Őekilde, farklı bir vurgu ile nemli bir rol oynar. Rasyonel beklentiler hipotezinin iktisatta kullanımına kadar, Keynes'de dahil olmak zere, iktisat literatrnde iktisadi ajanların beklentileri ile iktisadi ıktılar arasındaki iliřkiyi tam olarak aıklayan bir model geliřtirilememiřtir. Bu trden yapay ekonomilerin geliřtirilmesi, Keynes'in statik makroekonomik dengesizlik modelinin, Debreu'nun dinamik genel denge modelleri ile yer deęiřtirdiđi, rasyonel beklentiler yaklařımının ekonomiye uyarlanması ile olmuřtur (Farmer, 2008).

Buđun makro iktisat, Keynes'in statik makro dengesizlik modellerinin yerine, dinamik genel denge teorisine dayalıdır. Statik genel denge modellerinin aksine dinamik genel denge modellerinde, ekonomilerde kararsızlıđın ve srekli durađan rasyonel beklenti dengesinin olabileceđi bilinir (Benhabib ve Farmer,1999).

Benhabib (1998) tarafından ifade edildiđi gibi dinamik genel denge teorisi zerinden konjonktr dalgalarının olası bir aıklaması olarak gneř lekeleri dengesi ele alınıyorsa, kararsızlık gz ardı edilemez. Bu bađlamda dengenin tekliđini ieren standart genel denge modellerine karřıt olarak, kararsızlıđı ve oklu dengeyi ieren dinamik genel denge modelleri iktisadi ajanların kendi kendini gerekleřtiren inanıřlarındaki Őokların veya yeniliklerin, nasıl konjonktrel dalgalanmaların kaynađı olabileceđine dair teorik bir gereke sađlamaya alıřır (Chauvet ve Guo, 2003). Driskill (2006) tarafından da belirtildiđi gibi iktisatılar, rasyonel beklenti modellerinde oklu dengeye iliřkin farklı grřlere sahiptirler. Bazıları iin oklu dengenin varlıđı geređin tek yansımasıdır ve dolayısıyla da pek ok iktisadi olgunun olası bir aıklamasıdır. Diđer grřte ise temelde bir denge zerine odaklanmanın gerekliliđi ve sebepleri ele alınmakta, iktisadi ajanların oklu denge ortamında inanlarını bir denge varmıř gibi ayarlayıp ayarlayamadıkları zerinde durulmaktadır.

Cooper ve John (1988) oklu dengeyi, ekonominin rejim deęiřimi sergilemesinin sebebi olarak ifade ederken, Matheny (1999) dengenin lokal olarak tek olmaması durumunda,

temellere dayanmayan belirsizliğin, yani güneş lekelerinin, iktisadi ajanların beklentilerini etkileyebileceğini belirtir. Chauvet ve Guo (2003) ise çoklu dengeyi içeren makroekonomik modellerin, tüketicilerin ve yatırımcıların ekonominin durumu hakkındaki algılamalarının, konjonktürel dalgalanmaların açıklanmasında önemli olabileceğini belirtmektedir. Bu bağlamda çoklu denge kavramı güneş lekeleri veya hayvansal güdüler gibi, dışsal belirsizlikle yakından ilişkilidir. Nitekim Cass ve Shell (1982) tarafından ifade edildiği üzere ekonomik faaliyetler, aynı zamanda hayvansal güdü, güneş lekeleri, kendi kendini gerçekleştiren beklentiler ve piyasa psikolojisi gibi dışsal belirsizlikten etkilenmektedir.

Güneş lekeleri düşüncesinin ya da ekonomide gözlemlenen aşırı dalgalanmanın arkasında Shell (1989), Cass ve Shell (1982), Arnold (2002) ve Farmer (2002), tarafından işaret edildiği gibi iki önemli ayrım vardır. Bunlardan birincisi içsel ve dışsal belirsizlik arasındaki ayrımdır. Buna göre ekonominin temellerine ilişkin belirsizlik içsel belirsiz olarak tanımlanır. Ekonominin temellerinin bu rastsal değişkenden veya olgudan etkilenmemesi durumunda ise dışsal belirsizlik söz konusudur. Shell (1987,1989) tarafından ifade edildiği üzere kaynakların dağıtımı bu tür bir aracın çıktısına bağlıysa, o zaman dağıtım bir güneş lekesi dağıtımıdır ve dolayısıyla güneş lekesinin önemli olduğu söylenir.

Güneş lekeleri aktivitesinin ekonomik temelleri etkilemesi içsel belirsizliği ifade ederken ve güneş lekeleri temeller üzerinde yalnızca düşük bir etkiye sahipken, ekonomik çıktılar üzerinde ciddi bir etkiye sahipse, güneş lekelerinin ekonomide temeller üzerindeki etkilerinin ötesinde bir rol oynaması gerektiği düşünülür. Bu durumda, temeller üzerindeki güneş aktivitesinin etkileri azaldıkça “Jevon dengesi”, “Cass-Shell” dengesi haline dönüşür.

Abraham (2006)³ tarafından belirtildiği gibi güneş lekesi literatürü, güneş lekelerinin kendisine dair bir açıklama sunmamakta sadece etkilerine vurgu yapmaktadır. Shell (2007) göre ise, güneş lekelerine ilişkin modeller, aşırı dalgalanmanın açıklamasını sunan tam rasyonel beklenti genel denge modelleridir.

Hayvansal güdüler hipotezi ise iktisat literatüründe, toplam ekonomik faaliyetlerin yatırımcıların geleceğe yönelik, kısmen iyimser veya kötümser beklentilerindeki dalgalanma tarafından sürüklendiği fikrini yakalamak için kullanan J.M.Keynes (1936) ile yakından ilişkilidir. Cass ve Shell (1982) de belirtildiği gibi ekonomideki yatırım seviyesinde meydana

³ İktisat literatüründe “Güneş Lekeleri” görüşü, bugün kullanılan şekliyle farklı olarak, konjonktürel dalgalanmayı gerçek güneş lekeleri dalgaları ile ilişkilendiren W.S.Jevons (1884) tarafından ortaya atılmıştır. Güneş lekeleri veya güneş lekeleri dengesi görüşü bugün iktisat literatüründe genel olarak kullanıldığı anlamıyla ise Cass ve Shell tarafından tanıtılmıştır (Shell (1977, 1987) ve Cass ve Shell (1980, 1982, 1989)).

Bununla beraber güneş lekesi değişkenlerinin belirlenmesi ve diğer temellerin etkilerinden izole edilmesi önemli bir problem olarak ortaya çıkmaktadır.

gelen dalgalanma, Keynes ve pek çok Keynesyen iktisatçı için, kısmen piyasa psikolojisine veya kapitalistlerin hayvansal güdüsüne veya daha genel olarak dışsal belirsizliğe dayalıdır (Cass ve Shell1982;193).

Hem sonsuz ufuklu hem de örtüşen kuşaklar modelleri, hayvansal güdülerin ekonomik aktiviteyi etkileyebileceği fikrini geliştirmek için araç olarak kullanılmıştır. Hayvansal güdüler hipotezini geliştirmede faydalanılan ilk model, örtüşen kuşaklar modeli olmuştur. Daha sonra ise sonsuz ufuklu modelleme yaklaşımı kullanılmaya başlamıştır (Farmer, 2008,3)⁴.

Dinamik stokastik genel denge modellerine ilişkin ilgili literatürde, hayvansal güdüler terimi güneş lekeleri⁵ ve kendi kendini gerçekleştiren beklentiler birbiriyle değiş tokuş edilebilir olarak kullanılmaktadır.

Bu çalışmada hayvansal güdüler, güneş lekeleri ve kendi kendini gerçekleştiren beklentilerin ekonomi üzerinde etkisi incelenirken bu teorik modeller aynı ekonometrik modelde analiz edilmeye çalışılacaktır.

2. Markov Switching -VAR (MS-VAR) Modeli

MS – VAR modeli, üç gelenek üzerine kuruludur. Bunlardan birincisi, sistemin değişkenlerinin ilişkisinin analizi ile sisteme etki eden yeniliklerin dinamik yayılımı için olan yapı yani doğrusal zamanla değişmeyen *VAR* modelidir. İkincisi Baum ve Petrie (1966) ile Baum ve diğ. (1970) tarafından tanıtılan, Markov zincirlerinin olasılıksal fonksiyonları için temel istatistiksel teknikler ve Pearson (1894)'a atfedilen normal dağılımların karması ile Blackwell ile Koopmans (1975) ve Heller (1965)'a kadar geriye giden gizli Markov zinciri modelidir. Üçüncüsü Goldfeld ve Quandt (1973) tarafından sunulan Markov değişim regresyon modelleri ile, Markov değişim regresyon modellerinin istatistiksel analizine yönelik Baum ve diğ. (1970) fikirlerine dayanan Lindgren (1978) çalışmasıdır. Zaman serileri bağlamında ise *MS* modelinin tanıtılması, Hamilton'ın 1988 ve 1989 çalışmaları ile olmuştur. Ayrıca egzojen rejim üreten bir sürece bağlı olan bir Gaussian *VAR* süreci olarak

⁴ Sonsuz ufuk modelleme yaklaşımı çerçevesinde Howitt ve McAfee (1992), Benhabib ve Farmer (1994) ile Farmer ve Guo (1994) teknolojinin ölçüğe göre sabit getiriye konu olduğu varsayımından vazgeçerek, hayvansal güdüler dengesine ilişkin önemli çalışmaları gerçekleştirmişlerdir. Benhabib ve Farmer (1994) sonsuz ufuk modelini kullanarak dışsallıklar ile ölçüğe göre artan getiriye dikkate almışlar, bu yaklaşımın kesikli zaman versiyonu ise Farmer ve Guo (1994) tarafından oluşturulmuştur. Howitt ve McAfee (1992) iyimserlik ve kötümserlik dalgalanmalarının bir Markov sürecine göre evrimleştiği yaklaşımı ortaya koymuşlardır.

⁵ Hayvansal güdüler terimi güneş lekeleri (Cass ve Shell (1983), Benhabib (1998), Benhabib ve Farmer(1999)) ve kendi kendini gerçekleştiren beklentiler (Azariadis 1981, Farmer 1997) tarafından kullanılmaktadır. Aralarında anlam farkı vardır.

MS – VAR modelleri, Tjøstheim (1986) tarafından tanıtılan çifte stokastik süreçler kavramı kadar durum uzay modelleri ile de yakından ilişkilidir (Krolzig, 1997, 1998).

MS – VAR üzerine yapılan çoğu çalışmada, Krolzig (1997) tarafından geliştirilen yaklaşım örneğin farklı rejimlerde aynı gecikme uzunluklarının kullanılması, geçiş olasılıklarının sabit olması, BLHK temelli EM algoritması gibi ya tamamen ya da ufak değişikliklerle kullanılmıştır.

Krolzig (2006) genelleştirilmiş etki tepki analizi çerçevesinde hem değişkenlere uygulanan şoklara, sistemin verdiği tepkiyi hem de rejim değişimlerine olan tepkileri (1) ve (2) numaralı eşitliklerde gösterildiği gibi sunmuştur. Buna göre h periyodunda değişkenlere uygulanan şoklara sistemin verdiği tepki (1) numaralı eşitlikte gösterilmiştir. Eşitlikte yer alan ∇u , t zamanındaki şoku ifade etmektedir:

$$ET_{\nabla u}(h) = E[y_{t+h} | \xi_t, u_t + \nabla u; Y_{t-1}] - E[y_{t+h} | \xi_t, u_t; Y_{t-1}] \quad (1)$$

Tepki, doğrusal olmayan yapı nedeniyle şokun boyutuna ve işaretine bağlı olarak değişmektedir. Bu yaklaşım, Gaussyen şoklara (innovations) sistemin verdiği tepki üzerine odaklanmış iken rejim değişimlerine olan tepki genelleştirilmiş etki tepki ile tanımlanması ise aşağıdaki eşitlikteki gibidir:

$$ET_{\nabla \xi}(h) = E[y_{t+h} | \xi_t + \nabla \xi, u_t; Y_{t-1}] - E[y_{t+h} | \xi_t, u_t; Y_{t-1}] \quad (2)$$

Burada $\nabla \xi$, t zamanındaki rejim değişimini ifade etmekte ve rejim değişimlerinin, konjonktür dalgalarının dönüm noktası gibi, ekonomik bir anlamının olduğu varsayılmaktadır.

Genelleştirilmiş etki tepki analizi bağlamında ilgili literatürdeki iki önemli yaklaşım söz konusudur. Bunlardan bir tanesi Ehrmann ve diğ.(2001, 2003) tarafından gerçekleştirilmiş iken, diğeri ise Krolzig ve Toro (1999) ile Krolzig (2006) tarafından gerçekleştirilmiştir. Bu çalışma da ve Toro (1999) ile Krolzig (2006) yaklaşımları temel alınacaktır.

Krolzig ve Toro (1999) ile Krolzig (2006)'in *MS – VAR* modelinde etki tepki analizini kullanarak şokların kalıcılığını ölçme yaklaşımı, Ehrmann ve diğ.(2001, 2003)'nin etki tepki yaklaşımından farklıdır. Krolzig ve Toro (1999) ile Krolzig (2006) rejim içerisindeki etki tepkilerin yerine, rejimdeki değişmelere karşı ekonominin tepkisi üzerinde durmaktadırlar (Ehrmann ve diğ.2001). Krolzig (2006) kendi yaklaşımlarının, Ehrmann ve diğ.(2003)'nin sunduğu etki tepki fonksiyonlarının aksine, değişen rejimlerin Markov özelliğini tam olarak yansıttığını ve analizlerinin Koop ve diğ.(1996)'nin çalışmalarında tanıtılmış olan

genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu kavramıyla ilgili olduğunu; ancak model dinamiklerinin özelliklerini, sürecinin tüm geçmişine $Y_t = \{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots\}$ değil de sadece y_t ve ξ_t 'nin cari değerine bağlı olduğundan dolayı daha kısa bir formda karakterize ettiğini belirtmiştir.

Çalışmanın bundan sonraki kısmı, etki tepki fonksiyonlarının $MS-VAR$ sürecinin bir durum uzayı gösteriminden elde edilmesini ele almaktadır. Bu bağlamda öncelikle rejime bağlı olmayan, daha sonra rejime bağımlı otoregresif dinamiklere sahip $MS-VAR$ modellerinin durum uzayı gösterimlerinden faydalanarak, sistemin değişkenlerinin maruz kaldığı şoklara ve rejimdeki kaymalara göre etki tepki fonksiyonları gösterilmiştir.

Krolzig (2006)'i takip ederek, rejime bağlı olmayan otoregresif dinamiklere sahip $MS-VAR$ modellerinde etki tepki fonksiyonlarının elde edilmesi $MS(M)-VAR(1)$ modeli üzerinden aşağıda gösterilmiştir. Buna göre, $y_t = (y'_t, \dots, y'_{t-p+1})'$ iken, $y_t = H\xi_t + Ay_{t-1} + u_t$ şeklinde ifade edilebilir.⁶ Böylece $\{u_t, \xi_t, Y_{t-1}\}$ 'e koşullu olarak, y_{t+h} 'nin beklenen değeri $y_{t+h|t} = H\xi_{t+h|t} + Ay_{t+h-1|t}$ şeklindeyken, ξ_t 'nin koşullu beklentisi ise $\xi_{t+h|t} = F^h \xi_t$ şeklindedir.⁷

Rejim kaymalarının etkileri, t anında rejimdeki bir değişmeye y_{t+h} 'nin bir tepkisi olarak ölçülebilir. Bu durumda etki tepki fonksiyonu,

$$ET_{\nabla \xi}(h) = J \left(\sum_{k=0}^h A^k H F^{h-k} \right) \nabla \xi \quad (3)$$

biçimindedir.⁸ Burada $J = [I_K \quad 0 \quad \dots \quad 0] = I_1' \otimes I_K$, I_j birim matrisin j 'inci sütunu olmak üzere, $(K \times K_p)$ boyutlu bir matristir.

⁶ Bu eşitlikte yer alan $A = \begin{bmatrix} A_1 & \dots & A_{p-1} & A_p \\ I_K & & 0 & 0 \\ & \ddots & & \\ 0 & & I_K & 0 \end{bmatrix}$ $(K_p \times K_p)$ boyutlu, $H = \begin{bmatrix} M \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} = I_1 \otimes M$ ise $(K_p \times M)$

boyutlu matristir.

⁷ Burada $F=P'$ şeklindedir.

⁸ Krolzig (2006,5) tarafından işaret edildiği üzere burada iki farklı yaklaşım söz konusu olabilir. Birincisi, t anında sistemin n rejiminde olduğu bilgisi, yani $s_t = n$ iken, koşulsuz dağılım $\bar{\xi}$ 'den bir sapma olarak ele alınabilir. Bu durumda etki tepki fonksiyonu,

$$ET_{\nabla \xi}(h) = J \left(\sum_{k=0}^h A^k H F^{h-k} \right) (I_n - \bar{\xi})$$

şeklindedir. İkincisi ise, t anında rejim n 'den rejim l 'ye bir kayma olduğunda ise, sistemin tepkisi,

$$ET_{\nabla \xi}(h) = J \left(\sum_{k=0}^h A^k H F^{h-k} \right) (I_l - I_n)$$

şeklindedir.

Krolzig (2006) rejime bağılı otoregresif dinamiklere sahip $MS - VAR$ modellerinin etki tepki fonksiyonlarının elde edilmesinde, durum uzayının gösterimi için Karlsen (1990)'in önerdiği yaklaşımı benimsemiştir. Çalışmanın bu kısmında, Krolzig (2006)'i izleyerek rejime bağılı VAR matrisine sahip $MSA(M) - VAR(1)$, $MSIA(M) - VAR(1)$ ve $MSMA(M) - VAR(1)$ modellerine ilişkin etki tepki fonksiyonları ele alınacaktır.

Öncelikle, $MSA(M) - VAR(1)$ modeli ele alınacak olursa, gözlemlenen zaman serisi ve gözlemlenemeyen durum değişkeni aşağıdaki gibi ifade edilebilir,

$$\begin{aligned} y_t &= A(\xi_t)y_{t-1} + u_t, \\ \xi_t &= F\xi_{t-1} + v_t, \end{aligned} \quad (4)$$

burada $u_t \sim NID(0, \Sigma)$ ve v_t bir martingale fark dizisidir. Etki-tepki analizi için, doğrusal durum uzay sunumunu Karlsen (1990)'in önerdiği $\gamma_t = \xi_t \otimes y_t$ biçimiyle kullanılırsa, $\gamma_t = \Pi\gamma_{t-1} + \varepsilon_t$ biçimindedir ve burada ε_t bir martingale fark dizisidir. γ_t 'nin koşullu beklentisi $E[\gamma_{t+h} | \gamma_t] = \gamma^h \lambda_t$ biçimindedir. $y_t = \sum_{i=1}^M \xi_{it} y_{it}$ olduğundan, y_{t+h} 'nin koşullu beklentisi,

$$\begin{aligned} E[y_{t+h} | y_t, \xi_t] &= \sum_{i=1}^M E[\xi_{it+h} y_{it+h} | y_t, \xi_t] = (I'_M \otimes I_K) E[\gamma_{t+h} | \gamma_t] \\ &= (I'_M \otimes I_K) \Pi^h (\xi_t \otimes y_t) \end{aligned} \quad (5)$$

şeklinde. Etki tepkiler ise aşağıda gösterildiği gibidir:

$$\begin{aligned} ET_{\nabla u}(h) &= (I'_M \otimes I_K) \Pi^h (\xi_t \otimes \nabla u), \\ ET_{\nabla \xi}(h) &= (I'_M \otimes I_K) \Pi^h (\nabla \xi_t \otimes y_t). \end{aligned} \quad (6)$$

$MSIA(M) - VAR(1)$ modelinde ise, durum uzay gösterimi değişmektedir. Bununla birlikte γ_t , $\gamma_t = \xi_t \otimes y_t$ şeklinde tanımlanacak olursa,

$$\begin{aligned} \gamma_t &= M\xi_{t-1} + \Pi\gamma_{t-1} + \varepsilon_t \\ \xi_t &= F\xi_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad (7)$$

elde edilir ki bu eşitlik matris formunda,

$$\underbrace{\begin{bmatrix} \gamma_t \\ \xi_t \end{bmatrix}}_{\gamma_t^*} = \underbrace{\begin{bmatrix} \Pi & M \\ 0 & F \end{bmatrix}}_{\Pi^*} \underbrace{\begin{bmatrix} \gamma_{t-1} \\ \xi_{t-1} \end{bmatrix}}_{\gamma_{t-1}^*} + \underbrace{\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix}}_{\varepsilon_t^*} \quad (8)$$

şeklinde. Burada ε_t ve η_t martingale fark dizisidir. Böylece γ_t 'nin koşullu beklenti

$E[\gamma_{t+h}^* | \gamma_t^*] = \Pi^{*h} \gamma_t^*$ biçimindedir. $y_t = \sum_{i=1}^M \xi_{it} y_{it}$ olduğundan, y_{t+h} 'nin koşullu beklentisi,

$$\begin{aligned} E[y_{t+h} | y_t, \xi_t] &= \sum_{i=1}^M E[\xi_{it+h} y_{it+h} | y_t, \xi_t] = (\mathbf{1}'_M \otimes \mathbf{I}_K : \mathbf{0}_{K,M}) E[\gamma_{t+h}^* | \gamma_t^*] \\ &= [\mathbf{1}'_M \otimes \mathbf{I}_K \quad \mathbf{0}_{K,M}] \begin{bmatrix} \Pi & \mathbf{M} \\ \mathbf{0} & \mathbf{F} \end{bmatrix}^h \begin{bmatrix} \gamma_t \\ \xi_t \end{bmatrix} = [\mathbf{1}'_M \otimes \mathbf{I}_K \quad \mathbf{0}_{K,M}] \Pi^{*h} \begin{bmatrix} \gamma_t \\ \xi_t \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (9)$$

şeklindeyken, etki-tepkiler ise aşağıdaki gösterildiği gibidir:

$$\begin{aligned} ET_{\nabla u}(h) &= [\mathbf{1}'_M \otimes \mathbf{I}_K \quad \mathbf{0}_{K,M}] \Pi^{*h} \begin{bmatrix} \xi_t \otimes \nabla u \\ \mathbf{0}_{M,1} \end{bmatrix} \\ ET_{\nabla \xi}(h) &= [\mathbf{1}'_M \otimes \mathbf{I}_K \quad \mathbf{0}_{K,M}] \Pi^{*h} \begin{bmatrix} \nabla \xi_t \otimes y_t \\ \nabla \xi_t \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (10)$$

MS-VAR modeller çerçevesinde konjonktürel dalgalanmalar incelemelerinde Markov modelleri bağlamında kullanılan asimetri testlerine de değinmek gerekmektedir.

2.1. Asimetri

Konjonktür dalgaları, ilgili literatürde, genellikle farklı türdeki asimetri veya doğrusal olmamalar ile karakterize edildiği için (a) simetriklerin test edilmesi ile ilgili çok farklı teknikler kullanılmaktadır. Bununla beraber Sichel (1993,224) tarafından işaret edildiği üzere, yukarıda da belirtilen çalışmaların çoğu da dahil olmak üzere, çalışmaların çoğu genişleme periyotlarının daralma periyotları ile karşılaştırılması ile ilgilenmiş, bu çalışmaların çok azı farklı asimetri türlerini tanımlama ile ilgilenmiştir (Sichel 1993, Beaudry ile Koop 1993, McQueen ile Thorley 1993 ve Verbrugge 1997). Yine bu çalışmalarda temel sorunlardan bir tanesi ise çoğu tekniğin, belirli türdeki asimetri tanımlama amacıyla olmasından kaynaklanmakta dolayısıyla, diğer asimetri tespiti zorlaşmaktadır.

Konjonktürel dalgalanmaya konu olan değişkenlerin incelenmesinde yaygın olarak kullanılan Markov değişim süreçlere dayalı asimetri türleri aşağıda ayrıntılı olarak incelenecektir.

Bunlardan ilki **Derinlik Asimetrisi** dir. Formel olarak Sichel (1993) tarafından tanımlanan derinlik asimetrisi, Clements ve Krolzig (2003,197) tarafından işaret edildiği üzere

çukurların derinliklerinin (veya büyüklüklerinin) tepelerin yüksekliklerinden (veya büyüklüklerinden) daha fazla olup olmadığı ile ilgilidir. Demers ve Macdonald (2007) tarafından belirtildiği üzere, daralma dönemlerindeki büyüme oranları, genişleme dönemlerindeki büyüme oranlarından daha büyükse yani çukurlar, tepelerin uzunluğundan daha derinse sürecin derin (deep) olduğu söylenir. Bu bağlamda derinlik asimetrisi süreç derin olduğunda negatif olarak eğilmiştir, süreçten uzun (tall) olarak bahsedildiğinde ise pozitif olarak eğilmiştir.

Sichel (1993) göre y_t eğik (skewed) değilse, dolayısıyla simetrikse $\{y_t\}$ sürecinin derin veya uzun olmadığı (non-deep or non-tall) söylenir bu durumda:

$$E[(y_t - \mu_y)^3] = 0. \quad (11)$$

Detayları Sichel (1993), Clements ve Krolzig (2003), Knüppel (2004), Fallahi ve Rodriguez (2007) ile Demers ve Macdonald (2007) bulunacağı üzere; μ_y ortalamasına ve σ_y standart sapmasına sahip durağan tek değişkenli bir y_t süreci ele alınacak olursa: Aşağıdaki koşul tüm $\varepsilon \in \mathcal{R}$ için sağlanıyorsa, ortalama açısından koşulsuz olarak simetrik olduğu veya kısaca simetrik olduğu,

$$\Pr(y_t < \mu_y - \varepsilon) = \Pr(y_t > \mu_y + \varepsilon) \quad (12)$$

aksi takdirde, sürecin asimetrik olduğu söylenir. Asimetri derecesini ölçmek için Sichel (1993), aşağıda gösterilen standardize edilen üçüncü merkezi momentin yani y_t 'nin eğiklik katsayısının kullanımını önermektedir.

$$\tau_y = \frac{E[(y_t - \mu_y)^3]}{\sigma_y^3} \quad (13)$$

Sichel (1993)'in yaklaşımı takip edilecek olursa, asimetrilerin tipine dair bir çıkarım τ_y 'nin işaretine bağlı olarak yapılabilir. Buna göre, $\tau_y < 0$ ise bu asimetri tipi derinlik (deepness) olarak isimlendirilir⁹. Şayet $\tau_y > 0$ ise asimetri tipi uzunluk (tallness) olarak

⁹ Daralmaların derinliği kendini negatif eğiklik olarak göstermesinin nedeni, ortalamanın altındaki gözlemlerin ortalama sapmasının, ortalamanın üzerindeki gözlemleri aşmasıdır (Sichel, 1993).

isimlendirilir. Böylece uzun dağılımlar sağa eğilirken derin dağılımlar sola eğilirler. Eğer $\tau_y = 0$ ise, dağılımın derin olmama durumu sergilediği veya eğik olmadığı söylenir.¹⁰

Clements ve Krolzig (2003), konjonktürel dalgalanmaya konu olan değişkenlerin incelenmesi için yaygın bir şekilde uygun görülen Markov değişim süreçlere dayalı asimetri için parametrik testler ileri sürmüşlerdir. Clements ve Krolzig (2003), *MS* modeli altında asimetri hipotezlerinin Wald tipi testlerini tanıtmışlardır. Düzenlenme biçimiyle sıfır veya yokluk altında modelin hesaplanması gerekmediğinden, hipotezlerin Wald testleri sayısal olarak çekicidir. Genel anlamda hipotezin Wald testi,

$$H_0 : \phi(\lambda) = 0 \text{ ve } H_1 : \phi(\lambda) \neq 0, \quad (14)$$

şeklinde olup burada $\lambda = (\mu_1, \dots, \mu_2; \alpha_1, \dots, \alpha_p, \sigma^2; \pi)$ şeklindeki parametre vektörü ve $\phi : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^r$, r rankı, $r = rk\left(\frac{\partial \phi(\lambda)}{\partial \lambda'}\right) \leq \dim \lambda$, ile sürekli türevlenebilir bir fonksiyondur. $\tilde{\lambda}$ ve $\hat{\lambda}$ sırasıyla $\lambda = (\mu_1, \dots, \mu_2; \alpha_1, \dots, \alpha_p, \sigma^2; \pi)$ 'nin kısıtlanmamış ve kısıtlanmış maksimum olabilirlik tahmincilerini göstermektedir. Bu durumda Wald test istatistiği W asimtotik olarak normal olan kısıtlanmamış tahminci $\tilde{\lambda}$ 'ya dayalı olmaktadır:

$$\sqrt{T}(\tilde{\lambda} - \lambda) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_{\tilde{\lambda}}). \quad (15)$$

Ayrıca $\phi(\lambda)$ büyük örnekler için normal olduğu anlaşılmaktadır:

$$\sqrt{T} \left[\phi(\tilde{\lambda}) - \phi(\lambda) \right] \xrightarrow{d} N\left(0, \frac{\partial \phi(\lambda)}{\partial \lambda'} \Big|_{\tilde{\lambda}} \Sigma_{\tilde{\lambda}} \frac{\partial \phi(\lambda)'}{\partial \lambda'} \Big|_{\tilde{\lambda}}\right). \quad (16)$$

$H_0 : \phi(\lambda) = 0$ doğru ise ve varyans-kovaryans matrisi tersine çevrilebilir ise bu durumda:

$$T \phi(\tilde{\lambda})' \left[\frac{\partial \phi(\lambda)}{\partial \lambda'} \Big|_{\tilde{\lambda}} \tilde{\Sigma}_{\tilde{\lambda}} \frac{\partial \phi(\lambda)'}{\partial \lambda'} \Big|_{\tilde{\lambda}} \right]^{-1} \phi(\tilde{\lambda}) \xrightarrow{d} \chi^2(r), \quad (17)$$

olup burada $\tilde{\Sigma}_{\tilde{\lambda}}$, $\Sigma_{\tilde{\lambda}}$ 'nin tutarlı tahmincisidir. Derin olmamanın yokluğu veya sıfırı için Wald testi ise;

$$\phi_D(\lambda) = \sum_{m=1}^M \tilde{\xi}_m (\mu_m - \mu_y)^3, \quad (18)$$

¹⁰ Uygulamalarda $\tau_y \neq 0$ koşulu sağlanıyorsa ancak τ_y 'nin işareti ile ilgilenilmiyorsa, o zaman y_i 'nin sadece derinliğinden bahsedilmektedir. Bu bağlamda derinlik çoğu zaman $\tau_y \neq 0$ 'a veya $\tau_y < 0$ 'a 'a gönderme yapmaktadır.

dayalı olmaktadır. Burada $\bar{\xi}_m$, m rejimine ilişkin ergodik olasılığını gösterirken, $\mu_y = \sum_{m=1}^M \bar{\xi}_m \mu_m$ 'de y_t 'nin koşullu olmayan ortalamasını göstermektedir. Burada $\bar{\xi}_m$ ve μ_y sabit değerler almaktadırlar. Dolayısıyla $\lambda_i = \mu_m, m=1, \dots, M$ için $\frac{\partial \phi}{\partial \lambda_i} = 3\bar{\xi}_m (\mu_m - \mu_y)^2$ ve $\lambda_i \in [\alpha_1, \dots, \alpha_p, \sigma^2; \pi]$ için $\frac{\partial \phi}{\partial \lambda_i} = 0$ 'dir.

$M = 2$ için derin olmamanın yokluğu veya sıfırı

$$T \left[\sum_{m=1}^2 \bar{\xi}_m (\tilde{\mu}_m - \mu_y)^3 \right]^2 \left[\begin{matrix} 3\bar{\xi}_1 (\tilde{\mu}_1 - \mu_y)^2 & 3\bar{\xi}_2 (\tilde{\mu}_2 - \mu_y)^2 \\ 3\bar{\xi}_2 (\mu_2 - \mu_y)^2 & 3\bar{\xi}_1 (\mu_1 - \mu_y)^2 \end{matrix} \right] \tilde{\Sigma}_{\tilde{\lambda}}^{-1} \rightarrow \chi^2(1)$$

ile test edilir ve burada $\lambda_D = [\tilde{\mu}_1 \ \tilde{\mu}_2]$ 'dir.

İkinci asimetri türü ise **Diklik Asimetrisi**'dir. Asimetri ile ilgili bir diğer yaklaşım ise diklik (steepness) asimetrisidir. Diklik asimetrisi genişlemelerin ve daralmaların görece eğimlerini belirtmektedir. Clements ve Krolzig (2003)'in ifadesiyle daralmaların genişlemelerden daha dik (veya daha az dik) olup olmadığı ile veya bir başka deyişle negatif büyümelerin pozitif büyümelere göre daha hızlı olup olmaması ile ilgilidir. Negatif dik olarak tanımlanan süreçler resesyonlara hızlı girecekler ancak toparlanmaları yavaş olacaktır. Konjonktür dalgalarının ani ve şiddetli resesyonlar olarak karakterize edildiği durumda sürecin, diğer anlamlarının yanı sıra, sürecin negatif derin ve dik olduğu anlamını taşımaktadır.

Sichel (1993) tarafından yapılan tanıma göre Δy_t eğik (skewed) değilse, $\{y_t\}$ sürecinin dik olmadığı (non-steep) söylenir. Bu durumda:

$$E[\Delta y_t^3] = 0. \quad (19)$$

Diklik asimetrisi y_t değişkeninin kendisini değil de Δy_t olarak gösterilen y_t 'nin değişimi ile ilgilenmektedir. Bu birinci derece fark stokastik süreci durağan haline getirmek için kullanılmamakta çünkü $\{y_t\}$ varsayımsal olarak zaten durağandır. $\{y_t\}$ 'nin durağanlığı, $\mu_{\Delta y}$, Δy_t 'nin ortalamasını göstermek üzere, $\mu_{\Delta y} = 0$ 'i ima etmektedir. Dolayısıyla Δy_t simetrik ise $\varepsilon \in \mathfrak{R}$ için,

$$\Pr(\Delta y_t < -\varepsilon) = \Pr(\Delta y_t > \varepsilon), \quad (20)$$

sağlanır. Asimetrimin derecesi Δy_t 'nin eğikliğın katsayısı ile ölçülebilir:

$$\tau_{\Delta y} = \frac{E[\Delta y_t^3]}{\sigma_{\Delta y}^3} \quad (21)$$

Eğer $\tau_{\Delta y} = 0$ ise, y_t 'nin dik olmadığı söylenir. $\tau_{\Delta y} \neq 0$ ise asimetrimin bulunduğunu gösterir. y_t 'de bulunan asimetri tipi, $\tau_{\Delta y} < 0$ ise negatif diklik ve $\tau_{\Delta y} > 0$ ise pozitif diklik olarak adlandırılır.

Derinliğin, dikliği ima etmediğini veya engellemediğini ve aynı zamanda dikliğin de derinliği ima etmediğini veya engellemediğini de belirtmek önemlidir. Asimetrimin bu iki kavramı karşılıklı olarak bağımsızdırlar (Knüppel, 2004).

Dik olmamanın yokluğu veya sıfırı için Wald testi;

$$\phi_S(\lambda) = \sum_{i=1}^{M-1} \sum_{j=i+1}^M (\bar{\xi}_i p_{ij} - \bar{\xi}_j p_{ji}) [\mu_j - \mu_i]^3, \quad (22)$$

dayalıdır. Burada $\bar{\xi}_m, p_{ij}$ ve μ_y sabit değerler almaktadırlar. Böylece test istatistiği sadece ortalama parametre vektörleri ile ilgilidir:

$$\text{Burada } Q = \frac{\partial \nabla \mu}{\partial \mu'} = \begin{bmatrix} -1 & 1 & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \\ -1 & 0 & & 1 \\ 0 & -1 & 1 & \\ & -1 & 0 & 1 \\ & & \ddots & \\ 0 & & -1 & 1 \end{bmatrix}, \mu = [\mu_1 \dots \mu_M]' \text{ ve } \nabla \mu = \begin{bmatrix} \mu_2 - \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_M - \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_M - \mu_{M-1} \end{bmatrix} \quad (23)$$

olmak üzere Wald test istatistiği aşağıda gösterilen biçime sahiptir:

$$\phi(\tilde{\lambda})' \left[\frac{\partial \phi}{\partial \nabla \mu'} Q \left(\frac{1}{T} \tilde{\Sigma}_{\mu} \right) Q' \frac{\partial \phi'}{\partial \nabla \mu'} \right]^{-1} \phi(\tilde{\lambda}) \xrightarrow{D} \chi^2(1). \quad (24)$$

Kullanılan üçüncü asimetri türü **Keskinlik Asimetrisi**'dir. McQueen ve Thorley (1993) tarafından tanıtılan keskinlik (sharpness) asimetrisine çerçevesinde keskin bir serinin daralmadan genişlemeye geçişi, genişlemeden daralmaya geçişinden daha hızlıdır (veya bunun tam tersi). Bu özellik seviye serilerin çukurlara (tepeler) göre, tepelerin (çukurlar) daha yuvarlak olmalarına yol açar. Dolayısıyla çukurlarla tepelerin şekli aynı değilse ve bunlardan birisi yuvarlak diğeri de keskin ise o zaman söz konusu asimetri zaman serisinde bulunmaktadır.

Neftçi (1984) artışların ve düşüşlerin süresini, zaman serisinin dikliğinin bir göstergesi olarak kullanmıştır. Artışların süresi söz konusu zaman serisindeki düşüşlerin süresinden daha fazla olduğunda, daralmalar genişlemelerden daha dik olmaktadır.

McQueen ve ve Thorley (1993)'e göre iki dış rejimden ve iki dış rejime olan geçiş olasılıkları aynı ise y_t sürecinin keskin olmadığı söylenir. Bu durumda:

$$p_{m1} = p_{mM} \text{ ve } p_{1m} = p_{Mm}, \quad m \neq 1, M; \text{ ve } p_{1M} = p_{M1}. \quad (25)$$

Dolayısıyla iki rejimli bir modelde keskin olmama durumu $p_{12} = p_{21}$ 'i gerektirirken, üç rejimli bir Markov değişim modelinde ise $p_{12} = p_{32}, p_{13} = p_{31}$ ve $p_{23} = p_{21}$ olması gereklidir. Dört rejimli bir Markov değişim modelinde keskin olmama için geçiş olasılıkları matrisi üzerinde aşağıdaki kısıtlamaların sağlanması gerekmektedir (Clements ve Krolzig, 2003):

$$P = \begin{bmatrix} 1-a-b-c & a & b & c \\ d & * & * & d \\ e & * & * & e \\ c & a & b & 1-a-b-c \end{bmatrix}.$$

Keskin olmamanın sıfır durumu için bir Wald testi;

$$\phi_K(\lambda) = \Phi \pi \quad (26)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada tüm $m \neq 1, M$, ve $p_{1M} = p_{M1}$ için Φ matrisi, $p_{m1} = p_{mM}$, $p_{1m} = p_{Mm}$ olacak şekilde tanımlanmıştır.

$M = 3$ ise derin olmama ve dik olmamayı hesaplamak için test istatistikleri asimtotik olarak $\chi^2(1)$ olacak şekilde dağıtmış iken, keskin olmamanın sıfır durumunun testine dair test istatistiği ise $p_{12} = p_{32}, p_{13} = p_{31}$ ve $p_{23} = p_{21}$ ortak hipotezlerini test ederken asimtotik olarak $\chi^2(3)$ olarak dağılmıştır (Chen, 2005).

Simetrik geçiş olasılıklarının yokluğu veya sıfır altında Wald istatistiği aşağıda gösterilen biçime sahip olacaktır:

$$W_K = \tilde{\pi}'\Phi' \left[\Phi \left(\frac{1}{T} \tilde{\Sigma}_{\tilde{\pi}} \right) \Phi' \right]^{-1} \Phi \tilde{\pi}. \quad (27)$$

3. Data

Bu çalışmada kullanılan veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) ve Ulusal İstatistik Kurumu (TÜİK)'nden alınmıştır. Söz konusu serilerden birincisi, ekonominin gidişinin bir göstergesi olarak ele alınan ve aylık bazdaki Sanayi Üretim Endeksi (SUE)'dir. SUE büyüme hızı ile GSYİH büyüme hızı arasında korelasyon Yıldırım (2007) tarafından işaret edildiği üzere 0,86 olup söz konusu değer SUE'nin temel bir ekonomik gösterge olarak kullanılmasını haklı çıkarmaktadır. SUE'nin bir kullanım nedeni de verilerin aylık olarak elde edilebilmesidir. İkinci seri ise, reel kesimin ekonominin gidişatına ilişkin beklentilerini ifade eden aylık bazdaki Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE)'dir. Değişken inançların, beklentinin etkisini ifade etmektedir. Üçüncü seri ise daha ziyade bireysel yatırımcıların beklentilerini ifade etmek üzere aylık bazdaki İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi (IMKB)'dir. Veri setindeki söz konusu değişkenler $(y_t - y_{t-12}) / (y_{t-12})$ eşitliği kullanılarak, elde edilmiştir.

4. Ekonometrik Sonuçlar

Çalışma, Türkiye'de Sanayi Üretim Endeksi (SUE), Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE) ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksinden (IMKB) hareket ile, iktisadi birimlerin beklentilerinde meydana gelen ve gözlemlenemeyen değişikliklerin ekonomide konjonktürel dalgalanmalara neden olup olmayacağını Markov değişim VAR modelini kullanarak Türkiye ekonomisi için inceleyecektir. İki ayrı model kullanılacaktır. Bunlardan ilki Sanayi Üretim Endeksi (SUE) ve Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE) ikincisi

ise Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE) ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi (İMKB) arasındaki ilişkiyi incelemeye yöneliktir. Bunun amacı beklentinin ekonomiye etkisini hem finansal ve hem de reel kesimde görmektir.

Verilerin yapısını görmek için öncelikle asimetri testi uygulanacaktır. SÜE'ye, RKGE'ye ve İMKB serilerinin, ACF ve PACF'si, yoğunluğu ile spektral yoğunluğu incelenmiştir. SÜE'ye ilişkin olarak ortalama değer 0.035462, medyan değer 0.042751 ve standart sapma ise 0.087138'dir. SÜE'nin aldığı maksimum değer 0,2243 iken aldığı minimum değer -0,2166'dır. Yine SÜE sola doğru -0.450937 eğim istatistiği ile hafifçe eğilmiştir. ACF, PACF, spektral yoğunluk şekilleri üssel azalan ACF ve gecikme ikide kesmesi olan kısmi otokorelasyonlara sahip kalıcı bir otoregresif yapı göstermektedir.

RKGE'ne ilişkin olarak ortalama değer -0.03556, medyan değer 0.003413 ve standart sapma ise 0.198299'dur. Yine RKGE sağa doğru 0.686724 eğim istatistiği ile hafifçe eğilmiştir. RKGE'nin aldığı maksimum değer 0,564731 iken aldığı minimum değer -0,6475'dir. ACF, PACF, spektral yoğunluk şekilleri üssel azalan ACF ve SÜE'de olduğu gibi gecikme ikide kesmesi olan kısmi otokorelasyonlara sahip kalıcı bir otoregresif yapı göstermektedir.

İMKB serisinde 1994 yılına ilişkin aykırı değerler düzeltildikten sonra serinin, ACF, PACF ve spektral yoğunluğu incelenmiştir. İMKB serisine ilişkin olarak ortalama değer 0.039698, medyan değer 0.036725 ve standart sapma ise 0.060248'dir. İMKB serisi sağa doğru 0.589564 eğim istatistiği ile eğilmiştir. SÜE ve RKGE'de olduğu gibi İMKB serisinde de ACF, PACF, spektral yoğunluk şekilleri üssel azalan ACF ve gecikme üç ve dörtte kesmesi olan kısmi otokorelasyonlara sahip olup serinin gözlem değerleri arasında güçlü bir birliktelik söz konusudur.

SÜE, RKGE ve İMKB endekslerinin durağanlığının sınanmasına ilişkin olarak Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) birim kök testleri uygulanmıştır. Düzeyde durağan olmadıkları görülen söz konusu seriler yıllık yüzde değişim sonucunda uygulanan birim kök test sonuçlarına göre durağan çıkmıştır.

4.1. SUE, RKGE ve İMKB Endekslerine İlişkin Asimetri Uygulaması

Çalışmanın bu bölümünde SÜE, RKGE ve İMKB endeksine ilişkin olarak, Sichel (1993) tarafından incelenen derinlik ve diklik asimetrisi ile McQuenn ve Thorley (1993) tarafından incelenen keskinlik asimetrisi özellikleri MSI, MSIH, MSM ve MSMH şeklindeki

dört temel Markov deęişim modeli üzerinden incelenecektir. SÜE, RKGE ve IMKB serilerine ilişkin asimetri testleri mevsimsel ayarlama yapılmadan gerçekleştirilmiştir.

Söz konusu endeksleri bireysel veya toplu olarak ele almak suretiyle, (a)simetrik özelliklere sahip olup olmadıkları ve eęer endeks(ler)de asimetri söz konusuysa, özelliklerinin neler olduęu incelenirken öncelikle rejim sayısını belli bir değere sabitlemek yerine, rejim sayısı 2 ve 3 olarak sınırlandırılacaktır. Rejim sayısının iki olarak seçilmesinin nedeni, Hamilton (1989)'dan beri adet olduęu üzere, iktisadi görüş ile yakından alakalıdır. Bununla birlikte rejim sayısının iki olarak belirlenmesi durumunda Clements ve Krolzig (2003) tarafından işaret edildięi üzere; dik olmama modelin bir özellięi olmakta yani iki rejimli modeller hiçbir zaman dik deęillerdir ve derin olmama ise keskin olmamayı ima etmektedir. Dolayısıyla her üç asimetrinin incelenmesi ve test edilmesi iki rejimli modellerde söz konusu deęildir.

Daha sonra *AR parametrelerine* ilişkin maksimum gecikme uzunluęu ise dört olarak seçilmiştir. Rejim sayısı ve AR gecikme uzunlukları veriyken söz konusu modeller arasından uygun olanının seçimi Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwartz Bilgi Kriteri (SIC) ve Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (HQIC)'nin minimumuna dayanmaktadır. AIC,SIC ve HQIC tutarlı sonuçlar vermeyebilirler. *MS – AR* modelleri bağlamında *SIC* daha tutumlu, *AIC* ise daha büyük modelleri seçmeye eğilimlidir. Rejimlerin sayısı bilindiğinde ve sabit olduęunda HQIC ve SIC, doęru gecikme derecesini seçmede *AIC*' den daha iyi performans sergiler (Kapetanios, 2001).

4.1.1. SÜE C-L Asimetri Testi

Söz konusu zaman serilerinin asimetrik özelliklerini kontrol etmeye SÜE ile başlıyoruz. Yukarıda da belirtildięi gibi SÜE genel bir ekonomik performans göstergesi olarak konjonktür dalgalarını temsil etmek için uygun bir deęişkendir. Tablo 1 (Bkz. Ekler) SÜE ile ilgili model seçimine ilişkin olarak, birinci sütunu 2 rejimli ikinci sütunu üç rejimli modellere ilişkin olmak üzere AIC, SIC ve HQIC sonuçlarını göstermektedir.

AIC, SBC ve HQIC'ya dayalı olarak, *MS – AR* modelin her bir türünden birden fazla model seçeceęiz. Böyle yapmamızın nedeni C-K asimetri testinin sonuçlarının sağlamlıęını kontrol etmek istediğimizden kaynaklanmaktadır. Tablo 2 (Bkz. Ekler) SÜE'ye ilişkin olarak 2 rejimli yapı üzerinden Clements ve Krolzig (2003)'in, (bundan sonra kısaca C-K olarak bahsedilecektir) test sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 2'nin (Bkz. Ekler) birinci sütunu incelenirse, tutarlı bir sonuca ulaşmak mümkün değildir. Bununla beraber yine de bir şablonun ortaya çıktığı görülmektedir. Buna göre, koşullu varyans rejime bağlı değilse o zaman derin olmama yani H_0 hipotezi reddedilir. Buna karşılık varyans rejime bağlı ise o zaman da derin olmama hipotezi yani H_0 kabul edilir. Basit olarak buradan elde edilen sonuç; derinlik asimetrisinin, SÜE büyümesine ilişkin olarak modele bağlı olduğudur.

Tablo 2'nin ikinci sütunu hep aynı sonucu vermiştir. Buna göre, H_0 yani dik olmama durumu kabul edilir. Buna göre, iki rejimli bir yapıda modelin yapısı ne olursa olsun model hiçbir zaman dik değildir. Dolayısıyla diklik asimetrisi için üç rejimli model incelenmelidir.

Tablo 2'nin üçüncü sütunu incelenecek olursa, yedi modelden sadece bir tanesinin keskin olmamayı kabul ettiği diğerlerinin reddettiği görülmektedir. Keskin olmamayı kabul eden modelin rejime bağlı varyansa sahip olduğu ve aynı model rejime bağlı olmayan varyansa sahip olduğunda ise keskin olmamayı reddettiği dikkate alınırsa C-K asimetri testi sonuçlarına göre SÜE büyümesine ilişkin keskinliğe dair güçlü kanıtlar bulunmaktadır.

Tablo 3 (Bkz. Ekler) incelenecek olursa sabiti içeren hiçbir $MSI - AR$ modelin tabloda ter almadığı görülmektedir. Keskin olmama MSMH(3)-AR(4) modeli tarafından güçlü bir şekilde reddedilirken, MSM(3)-AR(4) modeli tarafından aynı güçle reddedilememiştir. Burada keskin olmamaya ilişkin H_0 hipotezinin güçlü ya da zayıf reddedilmesinde modele bağlı bir durumun olduğu izlenimi söz konusudur. Derin olmama hipotezi, her iki model tarafından da kabul edilmişken, dik olmama her iki model tarafından da reddedilmiştir. Sonuç olarak, C-K asimetri testi sonuçlarına göre derinlik asimetrisine dair herhangi bir kanıt yokken, diklik ve keskinlik asimetrisine dair kanıtlar ise mevcuttur.

4.1. 2.RKGE C-L Asimetri Testi

RKGE, nin asimetrik özelliklere sahip olup olmadığını belirlemek önemlidir. İktisadi birimlerin beklentilerindeki değişimler konjonktürel dalgalanmanın nedeni olabileceği için RKGE'nin asimetrik özelliklere sahip olup olmadığını tespiti önemlidir.

Tablo 4 (Bkz. Ekler), RKGE ile ilgili model seçimine ilişkin olarak, birinci sütunu 2 rejimli ikinci sütunu üç rejimli modellere ilişkin olmak üzere AIC, SIC ve HQIC sonuçlarını göstermektedir. AIC, SBC ve HQIC'ya dayalı olarak, $MS - AR$ modelin her bir türünden model seçeceğiz. Böyle yapmamızın nedeni C-K asimetri testinin sonuçlarının sağlamlığını

kontrol etmek istediğimizden kaynaklanmaktadır. Tablo 5, RKGE'ye ilişkin olarak 2 rejimli yapı üzerinden C-K asimetri testinin sonuçlarını göstermektedir (Bkz. Ekler).

RKGE serisine ilişkin iki rejimli C-K asimetri testi sonuçlarına göre serinin derin olmama ve doğal olarak da dik olmamayı reddedemediği görülmektedir. Keskin olmama durumu ise net değildir. Ortalamayı içeren model keskin olmamayı kabul ederken sabiti içeren model keskin olmamayı reddetmektedir. Dolayısıyla modele bağlı bir durum söz konusudur.

Tablo 6'da (Bkz. Ekler) görüldüğü gibi derinlik, diklik ve keskinlik asimetrisinin kanıtlarının güçlü olmamasının gerisinde asimetrisinin varlığının modele bağlı olması yatar.

4.1.3. İMKB C-L Asimetri Testi

Asimetri özellikleri sergileyip sergilemediği ile ilgili olarak incelenecek olan üçüncü seri İMKB serisidir. Tablo 7 (Bkz. Ekler) İMKB ile ilgili model seçimine ilişkin olarak , birinci sütunu 2 rejimli ikinci sütunu üç rejimli modellere ilişkin olmak üzere AIC, SIC ve HQIC sonuçlarını göstermektedir.

AIC, SBC ve HQIC'ya dayalı olarak, $MS-AR$ modelin her bir türüne ilişkin model seçerek C-K asimetri testinin sonuçlarını kontrol edeceğiz. Tablo 8, RKGE'ye ilişkin olarak 2 rejimli yapı üzerinden C-K asimetri testinin sonuçlarını göstermektedir (Bkz. Ekler).

İMKB büyüme serisine ilişkin C-K Asimetri testine ilişkin sonuçlar yine modele bağlı asimetri izlenimi vermektedir. Sabiti içeren MSI modeli derin olmamayı ve keskin olmamayı reddederken, rejime bağlı varyansın eklenmesi durumunda derin olmamayı ve keskin olmamayı kabul etmektedir. Ortalamayı içeren MSM modellerde ise derin olmama kabul edilirken keskin olmama ile ilgili ise MSI durumunda anlatılan durumun tam tersi bir sonuç söz konusudur.

Tablo 9 (Bkz. Ekler) ise, RKGE'ne ilişkin 3 rejimli yapı üzerinden C-K asimetri testinin sonuçlarını göstermektedir. İMKB değişkenine ilişkin olarak keskin olmama hipotezi C-K asimetri testinin sonuçlarına göre her iki model tarafından da reddedilmiştir. Bu bağlamda bu değişkene ilişkin olarak keskinlik asimetrisine ilişkin kanıtlar söz konusudur. Aynı zamanda derin olmama ve dik olmamaya dair H_0 hipotezi de reddedilmektedir. Dolayısı ile İMKB serisine ilişkin olarak MSI(3)-AR(1) ve MSM(3)-AR(2) modelleri bağlamında derinliğe, dikliğe ve keskinliğe dair kanıtlar söz konusudur.

4.2. MS-VAR Modelleme Yaklaşımı

Sanayi Üretim Endeksi ve Reel Kesim Güven Endeksi İlişkisi

SÜE ile RKGE arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere farklı rejim sayısı ile AR gecikme derecesine sahip ve aynı zamanda, otoregresif parametreler ile varyansın rejimlere göre değiştiği veya değişmediği durumları içeren çeşitli MS-VAR modelleri 2 ve 3 rejimli olarak ele alınmıştır. Yapılan uygulamalar değişen ortalamaya sahip modellerde, genelde yakınsama problemlerinin ve kararlı olmayan parametre tahminlerinin söz konusu olduğunu göstermiştir. Dolayısıyla Krolzig (2003)'ün metodolojisini takip ederek mevsimsel olarak ayarlanmış SÜE ile RKGE arasındaki ilişkiyi açıklamak üzere uygun MSVAR modelini belirlemede değişen ortalamaya sahip modeller dışarıda bırakılmıştır. Uygun modelin seçiminde bilgi kriterlerinin yanı sıra standardize edilmiş kalanlar, testin gücü gibi istatistiki kriterler ile döngü tarihlendirmesi ile rejim sınıflandırmasının uygunluğu gibi iktisadi olgularda göz önünde bulundurulmuştur.

Rejim sayısının iki ve üç olarak ele alındığı, gecikme sayısının yedi olduğu ve aynı zamanda her bir rejimde sabit terimlerin ve otoregresif parametrelerin değiştiği MSIA-VAR modeli ile doğrusal VAR modellerine ilişkin olarak, log olabilirlik değerleri, model üzerine konan kısıt sayısı ile tanımlı olmayan parametre sayıları ve AIC bilgi kriterlerine ilişkin elde edilen sonuçlar Tablo 10'da görülmektedir. (Bkz. Ekler)

SÜE ve RKGE değişkenlerine ilişkin MSIA-VAR modelinde uygun rejim sayısının seçimi için, bire karşılık iki ve ikiye karşılık üç rejimli modeller test edilmiştir. Bu bağlamda sıfır ve alternatif hipotezler tutumluluk ilkesi gereği öncelikle bire karşılık iki rejim için ve daha sonra da ikiye karşılık üç rejim için karşılaştırılacakları χ^2 dağılımları ile birlikte Tablo 11'deki gibidir: (Bkz. Ekler)

İki rejimli doğrusal olmayan MSIA(2)-VAR(7) modeli, doğrusal VAR modeline göre daha yüksek bir log-olabilirlik değeri sağlamaktadır. *LR* test istatistiği eğer kısıt ve tanımlı olmayan parametreleri içeren $\chi^2(r+n)$ dağılımından daha büyük ise rejim değişiminin söz konusu olmadığı sıfır hipotezi reddedilir. Buna göre MSIA(2)-VAR(7) modeli için $LR = 2(698.2594 - 665.0446) = 66.4295$ değerine sahip olan *LR* test istatistiği, $\chi^2(32)$ dağılımından hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde daha büyük olduğundan H_0 hipotezi reddedilirken alternatif H_1 hipotezi kabul edilir. Benzer şekilde [0.0058] olasılık değeri ile de

Davies testi sıfır hipotezinin reddedileceğini ifade etmektedir. Böylece doğrusal olmayan MSIA(2)-VAR(7) model spesifikasyonu doğrusal VAR(7) modeline tercih edilir.

MSIA(2)-VAR(7) modeline ilişkin olarak, EM algoritması kullanılmak suretiyle elde edilen maksimum olabilirlik tahminlerine ilişkin tanılayıcı testlerin otokorelasyon ve doğrusal olmama problemleri taşıdığı görülmüştür. Gecikme sayısı 12'ye kadar uzatıldıysa da söz konusu problemin ortadan kalkmadığı görülmüş ve iki rejimli model üç rejimli modele karşı test edilmiştir.

MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin olarak $LR = 2(735.59 - 698.25) = 74.6624$ değerine sahip olan LR test istatistiği, karşılaştırılacağı $\chi^2(36)$ dağılımından hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde daha büyük olduğundan iki rejimin olduğunu iddia eden H_0 hipotezi reddedilirken, üç rejimin olduğunu söyleyen alternatif H_1 hipotezi kabul edilir. Aynı şekilde [0.0000] olasılık değeri ile de Davies testi sıfır hipotezinin reddedileceğini ifade etmektedir. Böylece, MSIA(3)-VAR(7) model spesifikasyonu MSIA(2)-VAR(7) model spesifikasyonuna tercih edilir.

SÜE ve RKGE değişkenlerini içeren MSIA(3)-VAR(7) model spesifikasyonu Krolzig'in MSVAR yazılımı kullanılarak, BHLK (Baum-Lindgren-Hamilton-Kim) filtresi formunda Dempster, Laird ve Rubin tarafından önerilmiş EM algoritması kullanılmak suretiyle elde edilen maksimum olabilirlik tahminleri Tablo 12'te sunulmuştur. (Bkz. Ekler)

Tablo 12'den görüleceği üzere her iki değişkene ilişkin sabitler, birinci rejimde negatif değer alırken ikinci ve üçüncü rejimde pozitif değerler almaktadır. SÜE'ye ilişkin sabit ikinci rejimde üçüncü rejime göre bir parça daha büyüktür. RKGE ise üçüncü rejimde sabitinin değeri birinci ve ikinci rejime göre daha yüksektir.

SÜE ve RKGE'ye ilişkin MSIA(3)-VAR(7) modelinin EM algoritması kullanılmak suretiyle elde edilen düzleştirilmiş ve filtrelenmiş rejim olasılıkları ise Şekil 1'de, (Bkz Ekler) düzleştirilmiş rejim olasılıkları kullanılarak elde edilen MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin geçiş olasılıkları matrisi ve geçiş olasılıkları matrisi kullanılarak elde edilen her bir rejime ilişkin gözlem sayısı, ergodik olasılıklar ve süre özellikleri Tablo 13'deki gibidir. (Bkz Ekler)

Ekonominin Rejim 2 ve Rejim 3'te yani genişlemede geçirdiği toplam süre beklenildiği üzere resesyonu içeren Rejim 1'e göre daha yüksek çıkmıştır. Bu bağlamda genişlemelerin süresi daralmalara göre daha yüksek çıkmış olup ilgili literatürdeki görüşle de uyumludur. Ekonomideki genişleme ve daralma arasındaki asimetri burada yakalanmaktadır.

Bu sonuçlar Krolzig (2003)'in Avrupa Birliği üyesi 12 ülkeyi kapsayan reel GSYİH ile SÜE'nin kullanıldığı MSIH(3)-VAR(4) ve MSM(2)-VAR(2) modelleri ile mukayese edilirse, hem daralma hem de genişleme sürelerinin söz konusu gelişmiş ekonomilere göre daha kısa olduğunu göstermektedir. Silva ve Portugal (2007) tarafından Brezilya için yapılan çalışmada ise resesyon süresi 3.8 ay, buna karşılık genişlemenin süresi 18.64 ay olarak bulunmuştur. Gelişmekte olan 15 ülke için Rand ve Tarp (2002) tarafından yapılan çalışmada ise ortalama daralma ve genişleme süreleri 5.2 ve 4.8 çeyrek olarak bulunmuştur. Bu bağlamda MSIA(3)-VAR(7) modelinden Türkiye için elde edilen sonuçlara göre daralmaların süresi, Rand ve Tarp (2002)'in çalışmasındaki diğer gelişmekte olan ülkelerle kıyaslandığında daha kısa iken genişlemelerin süresi bir ay daha kısa olmakla beraber yakın çıkmıştır.

MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin olarak elde edilen resesyon dönemleri ise Tablo 14'deki gibidir.

Tablo 14: MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Döngü Tarihleri

1994:1 - 1995:1 [0.9779]
1998:6 - 1999:5 [0.9687]
1999:7 - 1999:10 [0.9701]
2000:11 - 2002:1 [0.9788]
2008:7 - 2009:8 [0.9958]

MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin geçiş olasılıkları matrisinin özdeğerleri incelendiğinde, geçiş olasılıkları matrisinin en büyük öz değeri bir ve diğer öz değerleri 0.84969 ve 0.67161 şeklinde elde edilmiştir. Birinci öz değer bire eşit ve diğer öz değerler de birden küçük çıktığı için geçiş olasılıkları matrisi ergodiktir ve indirgenemez. Geçiş olasılıkları matrisinin ergodik olması rejimlerin durağan olduğunu doğrulamaktadır. Ergodik geçiş olasılıkları matrisi her zaman kovaryans durağandır (Hamilton (1994), Gallager (1996))

Şekil 2, MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin rejim dinamiklerini göstermektedir (Bkz.Ekler). Şekilde yer alan birinci, ikinci ve üçüncü şekil Rejim 1, 2 ve 3 verili iken 120 ay sonraki tahmin edilen geçiş olasılıklarını göstermektedir. En sağdaki şekil ise 120 ay sonra aynı rejimde kalma olasılığını göstermektedir. Aynı rejimde kalma olasılıkları zamanla azalmakla beraber, geçiş olasılıkları matrisinde de takip edilebileceği, üzere rejim 1 ve rejim 2 de rejim 3'e göre daha yüksektir.

SÜE ve RKGE'ye ilişkin olarak kurulan MSIA(3)-VAR(7) modeline ilişkin hata terimlerine ilişkin tanılayıcı testlerin sonuçları Tablo 16'daki gibidir. Hata terimleri herhangi

bir şekilde otokorelasyon ve doğrusal olmamaya ilişkin herhangi bir işaret taşımamaktadırlar (Bkz. Ekler).

SÜE ve RKGE'ye ilişkin kurulan modelin hata terimlerine ilişkin ACF, PACF, QQ dağılımları incelenmiş ve hata terimlerinin otokorelasyona sahip olmadıkları ve yoğunluklarının yani dağılımlarının normal dağılıma sahip oldukları görülmüştür.

Reel Kesim Güven Endeksi ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Endeksi İlişkisi

İkinci model, Türkiye'de İMKB ve RKGE arasındaki ilişkiyi test etmeye yöneliktir. Beklentinin ve borsanın etkileşimini görmek bizim için çok önemlidir. Öncelikle tutumluluk ilkesi gereği iki rejimli modeller ele alınmış ve MSI, MSIH, MSIA ve MSIAH modelleri üzerine odaklanılmıştır. Bununla beraber bilgi kriterleri, standardize edilmiş kalanlar, testin gücü gibi istatistiksel özelliklerin yanı sıra döngü tarihlendirmesi, rejim sınıflandırması ve ekonominin krizde veya büyüme döneminde olması durumlarında söz konusu değişkenlerin beklenen değerleri gibi iktisadi gerçekler göz önünde bulundurulduğunda söz konusu modeller tatmin edici sonuçlar vermediği gibi, 2 rejimli modelin tanılayıcı istatistiklerin tümünden geçemediği de görülmüştür.

Yukarıdaki açıklamalar doğrultusunda, iki rejimli bir model yerine üçüncü rejime izin veren bir modelin kullanımının istatistiksel olarak daha uygun olup olmadığı test edilmiştir. Gerçekleştirilen uygulamalar neticesinde bilgi kriterleri, standardize edilmiş kalanlar, testin gücü gibi çeşitli istatistiksel özellikler dikkate alınarak elde edilen sonuçlardan tüm tanılayıcı istatistiklerden geçen, rejim değişimi ile birlikte sabitin, otoregresif parametrelerin ve varyansın değiştiği MSIAH(3)-VAR(10) modelinin söz konusu değişkenlere ilişkin olarak Türkiye ekonomisini iyi şekilde yansıttığı görülmüştür.

İMKB ve RKGE değişkenlerine ilişkin MSIAH-VAR modeline ilişkin uygun rejim sayısının seçimi için, bire karşılık iki ve ikiye karşılık üç rejimli modellerin test edilmesi ise Tablo 17'de görülmektedir (Bkz. Ekler).

Tablo 18'den de (Bkz. Ekler) görüldüğü gibi rejim sayısının iki olduğunu iddia eden ve dolayısıyla doğrusal olmamayı içeren MSIAH(2)-VAR(10) modeli, doğrusal VAR modeline göre daha yüksek bir log olabilirlik değeri sağlamaktadır. Alternatif hipotezde yer alan MSIAH(2)-VAR(10) modeli için hesaplanan log olabilirlik değeri 1069.0723 iken, sıfır hipotezinde yer alan VAR(10) modeli için hesaplanan log-olabilirlik değeri 933.5653'tür. Buna göre MSIAH(2)-VAR(10) modeli için $LR = 2 \times [1069.0723 - 933.5653] = 271.014$

değerine sahip olan LR test istatistiği, karşılaştırılacağı $\chi^2(47)$ dağılımından hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde daha büyük olduğundan doğrusallığı varsayan H_0 hipotezi reddedilir. Dolayısıyla iki rejimi içeren alternatif H_1 hipotezi kabul edilir. Benzer şekilde [0.000] olasılık değeri ile de Davies testi sıfır hipotezinin reddedileceğini ifade etmektedir. Böylece doğrusal olmayan MSIAH(2)-VAR(10) model spesifikasyonu doğrusal VAR(10) modeline tercih edilir.

MSIAH(2)-VAR(10) modeline ilişkin olarak EM algoritması kullanılmak suretiyle elde edilen maksimum olabilirlik tahminlerine ilişkin tanılayıcı testlerin, otokorelasyon ve doğrusal olmama problemleri taşıdığı görülmüştür. Gecikme sayısı 12'ye kadar uzatıldıysa da söz konusu problemin ortadan kalkmadığı görülmüş ve iki rejimli model üç rejimli modele karşı test edilmiştir. Buna göre alternatif H_1 hipotezde yer alan MSIAH(3)-VAR(10) modeli için hesaplanan log olabilirlik değeri 1122.3264 iken, H_0 hipotezinde yer alan MSIAH(2)-VAR(10) modeli için hesaplanan log olabilirlik değeri 1069.0723'tür. Dolayısıyla LR istatistiğinin değeri $LR = 2 \times [1122.3264 - 1069.0723] = 106.5042$ olup söz konusu test istatistiğinin değeri, $\chi^2(51)$ dağılımından hem %1 hem de %5 anlamlılık düzeyinde daha büyük olduğundan rejim sayısının iki olduğunu söyleyen H_0 hipotezi reddedilir. Dolayısıyla rejim sayısının üç olduğunu söyleyen ve sabit terimin, otoregresif parametrelerin ve varyansın değiştiği rejimle değiştiği en genel modeli içeren H_1 hipotezi kabul edilir. Dolayısıyla LR testine göre tüm parametrelerde değişikliğin söz konusu olduğu MSIAH spesifikasyonu, bazı parametrelerin rejimler boyunca sabit kalmasını belirleyen diğer spesifikasyonlarla karşılaştırıldığında en uygun spesifikasyondur.

SÜE ve RKGE değişkenlerini içeren MSIAH(3)-VAR(10) modeline ilişkin olarak, 1989:10-2009:11 periyodu için Krolzig'in MSVAR yazılımından yararlanarak ve EM algoritması kullanarak elde edilen maksimum olabilirlik tahminleri Tablo 16'da sunulmuştur. Tablo 16'dan görüleceği üzere her iki değişkene ilişkin sabitler, birinci rejimde negatif değer alırken ikinci ve üçüncü rejimde pozitif değerler almaktadır. (Bkz. Ekler)

RKGE ile IMKB endekslerine ait MSIAH(3)-VAR(10) kullanılmak suretiyle elde edilen düzleştirilmiş ve filtrelenmiş rejim olasılıkları ise Şekil 4'te (Bkz. Ekler) gösterildiği gibidir. Düzleştirilmiş rejim olasılıkları kullanılarak elde edilen MSIAH(3)-VAR(10) modeline ilişkin geçiş olasılıkları matrisi ve geçiş olasılıkları matrisi kullanılarak elde edilen

her bir rejime ilişkin gözlem sayısı, ergodik olasılıklar ve süre özellikleri Tablo 17’de görülebilir (Bkz. Ekler).

MSIAH(3)-VAR(10) modeline ilişkin olarak elde edilen resesyon dönemleri incelendiğinde MSIA(3)-VAR(7) modelinden elde edilen döngü tarihlerinden farklı olduğu görülür. Söz konusu dönem içerisinde yaşanan durgunluk dönemlerinin daha kısa sürdüğü görülmektedir.

Tablo 18: MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Döngü Tarihleri

1990:12 - 1991:3 [0.8663]
1994:2 - 1994:7 [1.0000]
1998:9 - 1999:5 [0.9992]
2000:11 - 2002:5 [0.9830]
2008:7 - 2009:5 [0.9975]

RKGE ile İMKB serilerine ilişkin MSIAH(3)-VAR(10) modeline ilişkin geçiş olasılıkları matrisinin özdeğerleri incelendiğinde; geçiş olasılıkları matrisinin ergodik ve indirgenemez olduğu görülmüştür.

Şekil 5 (Bkz. Ekler) ise MSIAH(3)-VAR(10) modeline ilişkin rejim dinamiklerini göstermektedir. İMKB ve RKGE’ne ilişkin MSIA(3)-VAR(10) modeline ilişkin hata terimlerine ait tanılayıcı testlerin sonuçlarına bakıldığında, hata terimlerinin otokorelasyon ve doğrusal olmamaya ilişkin herhangi bir işaret taşımadığı görülmektedir.

İMKB ve RKGE’ne ilişkin kurulan MSIAH(3)-VAR(10) modelinin hata terimlerine ilişkin ACF, PACF, yoğunluk ve QQ incelendiği zaman hata terimlerinin otokorelasyona sahip olmadıkları ve yoğunluklarının normal dağılıma sahip oldukları gözlemlenmektedir.

Sonuç

Çalışmada Türkiye’de Sanayi Üretim Endeksi (SÜE), Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE) ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi (İMKB) arasında ilişkiler incelenmek suretiyle iktisadi birimlerin beklentilerinde meydana gelen ve gözlemlenemeyen değişikliklerin ekonomide konjonktürel dalgalanmalara neden olup olmayacağı Markov değişim VAR modeli kullanılarak Türkiye ekonomisi için incelenmiştir. Yapılan asimetri testleri ve iki uygulama neticesinde de söz konusu modellerin MSIA veya MSIAH şeklinde sabitteki değişimi içermesi Krolzig (1998, 2003) tarafından işaret edildiği üzere bir rejimden diğer rejime geçişin yumuşak olduğunu göstermektedir. Yapılan asimetri testleri sonucunda

ise, serilere ilişkin asimetri özelliğine ilişkin kanıtlar bulunması, söz konusu serilere ilişkin özelliklerin doğrusal olmayan zaman serisi modelleri ile daha iyi yakalanabileceğini göstermektedir. Ayrıca elde edilen sonuçlar Clements ve Krolzig (2003) ile Chen (2005) tarafından elde edilen Markov değişim modellerinde asimetrinin modele bağlı olduğu sonucunu, Türkiye ekonomisi içinde ilgilenilen dönemde teyid etmektedir. Türkiye ekonomisine ilişkin olarak SÜE, RKGE ve IMKB değişkenleri kullanılarak gerçekleştirilen Markov değişim VAR modelleri ise iktisadi birimlerin temellere dayanmayan beklentilerindeki iyimserlik ve kötümserlik dalgalanması ile akabinde ekonomide meydana gelen dalgalanmalar arasındaki ilişki olduğunu ampirik olarak ortaya koymaktadır. Çalışma, kendini kendini gerçekleştiren karamsarlığın 1994, 2000–2001 ve 2008–2009 resesyonlarında önemli bir rol oynadığını ve ekonomide söz konusu dönemde çoklu denge özelliğinin mevcut olduğu görüşünü desteklemektedir.

Kaynakça

Abraham, Haim. 2006. An Alternative Approach to the Existence of Sunspot Equilibria. No:34 **School of Economics, University of Cape Town**.

Açıkgoz, Şenay. 2008. An Analysis of Business Cycles Under Regime Shifts: The Turkish Economy and Industrial Sector. **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**. c.23.s.2: 135-151.

Akgül, Işıl, Selçuk Koç, Selin Özdemir Koç. 2007. Cari İşlemler Dengesi Rejim Değişim Modelleri İle Modellenebilir Mi? **8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**. web.inonu.edu.tr/~eisemp8/bildiri-pdf/akgul-koc-koc.pdf

Altuğ, Sumru. 2009. Türkiye’de ve Yükselen Piyasa Ekonomilerinde İş Çevrimleri.

Yıldız Teknik Üniversitesi. Department of Economics. Working Paper. <http://ideas.repec.org/s/yil/wpaper.html>

Altuğ, Sumru, Bildirici Melike, (2010), ““Business Cycles Around the Globe: A Regime Switching Approach”, TÜSİAD-KOÇ Üniversitesi Çalışma Raporları, 1009

Anas, Jacques, Monica Billio, Laurent Ferrara Marco Lo Duca, 2007. Business Cycle Analysis with Multivariate Markov-Switching Models. Department of Economics Ca’ Foscari University of Venice. Working Paper. No.32:1-31

Ang, A., G. Bekaert. 1998. Regime Switches in Interest Rates. **Research Paper** 1486. Stanford University.

Arnold, Lutz G. 2002. **Business Cycle Theory**. Oxford University Press.

Arrow, Kenneth, Gerard Debreu. 1954. Existence of a Competitive Equilibrium for a Competitive Economy. *Econometrica*. c.22.s.3: 265-90.

Artis, M., Hans Martin Krolzig, J. Toro. 2004. The European Business Cycle. **Oxford Economic Papers**. c.56:1-44.

Azariadis, Costas. 1981. Self-fulfilling Prophecies. **Journal of Economic Theory**. c.25: 380-96.

Azariadis, Costas, R. Guesnerie. 1986. Sunspots and Cycles. **Review of Economic Studies**. c.53.s.5: 725-738.

Baum, L. E., T. Petrie. 1966. Statistical Inference for Probabilistic Functions of Finite State Markov Chains. **Annals of Mathematical Statistics**. c.37:1554–1563.

Baum, L. E., T. Petrie, G.Soules, N.Weiss. 1970. A Maximization Technique Occurring in the Statistical Analysis of Probabilistic Functions of Markov Chains. **Annals of Mathematical Statistics**.c.41:164–171.

Benhabib, Jess, Roger E. A. Farmer. 1994. Indeterminacy and Increasing Returns. **Journal of Economic Theory**. c.63: 19-46.

Benhabib, Jess. 1998. Introduction to Sunspots in Macroeconomics. **Journal of Economic Theory**. c.81.s.1: 1-6.

Benhabib, Jess, Roger E. A. Farmer. 1999. Indeterminacy and Sunspots in Macroeconomics. **The Handbook of Macroeconomics**, eds. John Taylor and Michael Woodford. North Holland.

Bildirici ve Bozoklu,(2008), ” Markov Switching Yönteminin İktisatta Kullanımı”, **2. Ulusal Sistem Mühendisliği Kongresi**, 6-8 Şubat, İstanbul

Blackwell, E., L.Koopmans. 1975. On the Identifiability Problem for Functions of Finite Markov Chains. **Annals of Mathematical Statistics**.c.28:1011–1015.

Bolatoğlu, Nasip. 2006. 1994 ve 200-2001 Krizlerinin Çoklu Denge Açısından Değerlendirilmesi. **İşletme ve Finans Dergisi**. s.243:31-42.

Burns, A., W.C. Mitchell. 1946. **Measuring Business Cycles**. New York: National Bureau of Economic Research.

Cass, David. 1965. Optimum Growth in An Aggregative Model of Capital Accumulation. **Review of Economic Studies**. c.32.s.3: 233-240.

Cass, David, Karl Shell. 1980. **In Defense of a Basic Approach. Models of Monetary Economies**. eds. J. Kareken, N. Wallace. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis. 251-260.

Cass, David, Karl Shell. 1982. Do Sunspots Matter? **Journal of Political Economy** c.91.s.2:193-227.

Cass, David, Karl Shell. 1989. Sunspot equilibrium In an Overlapping-Generations Economy with An Idealized Contingent-Commodities Market. **Economic Complexity: Chaos, Sunspots, Bubbles, and Nonlinearity**. eds. W. Barnett, J. Geweke, K. Shell. Cambridge University Press: 3-20.

Chan, K.S., H. Tong. 1986. On Estimating Thresholds in Autoregressive Models. **Journal of Time Series Analysis** c.7:179-190.

Chauvet, Marcelle, Jang-Ting Guo. 2003. Sunspots, Animal Spirits and Economic Fluctuations. **Macroeconomic Dynamics**. c.7: 140-169.

Chauvet, M. J.M. Piger. 2003. Identifying Business Cycle Turning Points in Real Time, **Federal Reserve Bank of St Louis Review**, March/April,47-62.

Chauvet, M. J.D. Hamilton. 2005. Dating Business Cycle Turning Points. **NBER Working Paper**. No. 11422.

Chen, S.W. 2005. Empirical Evidence of Asymmetries in Taiwan's Business. Cycles: A Simple Note. **Taiwan Economic Forecast and Policy**. c.36.s.1:81–102.

Chen, Chien-Fu.2009. Is the International Transmission of Business Cycle Fluctuation Asymmetric? Evidence from a Regime-Dependent Impulse Response Function. **International Research Journal of Finance and Economics**.c.26:134-143.

Chen, Shyh-Wei, Chung-Hua Shen. A sneeze in the U.S., a Cough in Japan, but Pneumonia in Taiwan? An application of the Markov-Switching Vector Autoregressive Model. **Economic Modelling**. c.24:1-14.

Clements, M. P., H.M. Krolzig. 2002. Can Oil Shocks Explain Asymmetries in the US Business Cycle? **Empirical Economics** c.27.s.2:185–204.

Clements, M.P., H.M. Krolzig. 2003. Business Cycle Asymmetries: Characterizing and Testing Based on Markov-Switching Autoregression. **Journal of Business and Economic Statistics**. c.21.s.1:196–211.

Cooper, Russel, Andrew John. 1988. Coordinating Coordination Failure in Keynesian Models. **Quarterly Journal of Economics**. c.103.s.3: 441–463.

Davies, R.B.1977. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the Alternative. **Biometrika**. c.64:247-254.

Davies, R.B.1987. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the Alternative. **Biometrika**.c.74:33-43.

Debreu, Gerard. 1959. **The Theory of Value: An Axiomatic Analysis of Economic Equilibrium**. New York, Wiley.

Ehrmann M.,M. Ellison, N. Valla. 2001. Regime Dependent Impulse Response Functions in a Markov-Switching Vector Autoregression Model. **Bank of Finland**. Discussion Paper No. 11.

Ehrmann M., M. Ellison, N. Valla. 2003. Regime Dependent Impulse Response Functions in a Markov Switching Vector Autoregression Model. **Economics Letters**. c.78.s.3: 295-299.

Engel, J., D. Haugh, A. Pagan. 2005. Some Methods for Assessing the Need for Non-Linear Business Cycle Models in Business Cycle Analysis. **International Journal of Forecasting**. c.21: 651-662.

Evans, George W., Seppo Honkapohja. 2001. **Learning and Expectations in Macroeconomics**. Princeton University Press.

Fallahi, Firouz, Gabriel Rodríguez. Using Markov-Switching Models to Identify the Link between Unemployment and Criminality. Department of Economics. Faculty of Social Sciences. University of Ottawa. **Working Paper**.No:0701E

Farmer, Roger E.A. and Michael Woodford. 1997. Self-Fulfilling Prophecies and the Business Cycle. **Macroeconomic Dynamics** c.1: 740-769.

Farmer, Roger E. A., Guo, J.-T. 1994. Real Business Cycles and the Animal Spirits Hypothesis. **Journal of Economic Theory**. c.63: 42-73.

Farmer, Roger E. A. 2002. **The Macroeconomics of Self-Fulfilling Prophecies**. 2nd ed. MIT Press.

Farmer, Roger E.A. 2008. Animal Spirits. **The New Palgrave Dictionary of Economics**, 2nd ed. eds. Blume and S. Durlauf. Palgrave MacMillan.

Filardo, A.J. 1994. Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics. **Journal of Business and Economic Statistics**. c.12.s.3:299–308.

Filardo, A. J.,S. F. Gordon.1998. Business Cycle Durations. **Journal of Econometrics**. c.85: 99–123.

Gil, P.R. Mazedá. 2009. Animal Spirits and The Composition of Innovations in A Lab-Equipment R&D Model. Working Paper. **Universidade Do Porto Faculdade De Economia**.

Goldfeld, S. M., R.E.Quandt.1973. A Markov Model for Switching Regressions. **Journal of Econometrics**. c.1:3–16.

Guidolin Massimo, Stuart Hyde. 2009. What tames the Celtic Tiger? Portfolio implications from a Multivariate Markov Switching model. **Applied Financial Economics**. c.19.s.6:463-488.

Hamilton, J.D.1989. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. **Econometrica**. c.57.s.2:357–384.

Hamilton, J.D.1990. Analysis of Time Series Subject to Changes in Regimes. *Journal of Econometrics*. c.45: 39:70.

Hamilton, J.D.1993. Estimation, Inference, and Forecasting of Time Series Subject to Changes in Regime. *Handbook of Statistics, Volume 11*. edited by G. S. Maddala, C. R. Rao, and H. D. Vinod, North-Holland.

Hamilton, J. D.1994. *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.

Hamilton, J.D., Raul Susmel.1994. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime. **Journal of Econometrics**. c.64:307-333.

Hamilton, J. D. 2005. Regime-Switching Models. **New Palgrave Dictionary of Economics**. 2008 2nd edition.Edited by Steven Durlauf and Lawrence Blume. Palgrave MacMillan Ltd.

Hamilton, J. D. 2005. What's Real About the Business Cycle? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. c.87.s.4: 435-452.

Hamilton, J.D., Baldev Raj. 2001. New Directions in Business Cycle Research and Financial Aanalysis. **Advances in Markov-Switching Models** ed. James D. Hamilton and Baldev Raj. Physica Verlag, 3-16, 2002.

Hamilton, J.D.1996. Specification Testing in Markov-Switching Time Series Models. **Journal of Econometrics**. c.70:127–157.

Hansen, B.E. 1992. The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: testing the Markov Switching model of GNP. **Journal of Applied Econometrics**. c.7:61-82.

Heller, A. 1965. On Stochastic Processes Derived from Markov Chains. **Annals of Mathematical Statistics**.c. 36:1286–1291.

Howitt, Peter, Preston McAfee, 1992. Animal Spirits. **American Economic Review**. c.82: 493-507.

Ismail, Mohd Tahir, Zaidi Bin Isa. 2008. Modelling Nonlinear Relationship Among Selected ASEAN Stock Markets. **Journal of Data Science**. c.6:533-545.

Jeanne, Olivier, Paul Masson. 2000. Currency Crises, Sunspots and Markov Switching Regimes. **Journal of International Economics**. c.50:327-350.

Jevons, William Stanley. 1863. A Serious Fall in the Value of Gold Ascertained, and Its Social Effects Set Forth. Reprinted in Jevons, **Investigations in Currency and Finance**. London: Macmillan 1884.

Kapetanios, G. 2001. Model Selection in Threshold models. *Journal of Time Series Analysis*. c.22s. 6: 733–54.

Karlsen, H. 1990. A Class of Non-linear Time Series Models. PhD Thesis. **University of Bergen**. Norway.

Keynes, John Maynard. 1936. **The General Theory of Employment Interest and Money**. McMillan. London.

Krolzig, H.M. 1996. Statistical Analysis of Cointegrated VAR Processes with Markovian Regime Shifts. SFB 373 **Discussion Paper**. No:25/1996.

Krolzig, H.M. 1997. Markov Switching Vector Autoregressions: Modeling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis. Springer Verlag.

Krolzig, H.M. 1998. Econometric Modeling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for OX. Institute of Economics and Statistics and Nuffield College, Oxford.

Krolzig, H.M. 2000. Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes. **Oxford University**. Working Paper 2000W31.

Krolzig, H.M. 2001. Markov Switching Procedures For Dating The Euro-Zone Business Cycle. **Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung**. c.70.s.3:339-351.

Krolzig, H.M. 2001a. Business Cycle Measurement in the Presence of Structural Change: International Evidence. **International Journal of Forecasting**.c.17.s.3:349-368.

Krolzig, H. M. 2003. Constructing Turning Point Chronologies with Markov Switching Vector Autoregressive Models: **The Euro-Zone Business Cycle**. Working paper. in: Eurostat (ed.), Monographs of official statistics: Papers and proceedings of the colloquium on Modern Tools for Business Cycle Analysis, Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, 147-190, 2004.

Krolzig, H.M. 2006. Impulse-Response Analysis in Markov Switching Vector Autoregressive Models. Economics Department. University of Kent. Keynes College. https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=res2007&paper_id=700

Krolzig, H.M., J. Toro. 2004. **Classical and Modern Business Cycle Measurement: The European Case**. Spanish Economic Review. c.7: 1-22.

Kydland F., Edward C. Prescott. 1982. Time to Build and Aggregate Fluctuations. **Econometrica**. c.50.s.6:1345-1370.

Lacerda, Miguel, Johannes Fedderke, Linda Haines. 2008. Testing for Purchasing Power Parity and Uncovered Interest parity in the Presence of Monetary and Exchange Rate Regime Shifts. **University of Cape Town**. Occasional Paper Number 01.

Lindgren, G. 1978. Markov Regime Models for Mixed Distributions and Switching Regressions. **Scandinavian Journal of Statistics**.c.5:81-91.

Lubik, Thomas A., Frank Schorfheide. 2003. Computing Sunspot Equilibria in Linear Rational Expectations Models. **Journal of Economic Dynamics and Control**. c.28.s.2:273-285.

Paul R. Masson, 1999. "Multiple Equilibria, Contagion, and the Emerging Market Crises," IMF Working Papers 99/164, International Monetary Fund

Matheny, J. Kenneth. 1995. The Macroeconomics of Self-fulfilling Prophecies. **Atlantic Economic Journal**. c.23.s.3:220-230.

Matheny, J. Kenneth. 1999. Equilibrium beliefs in Linear Rational Expectations Models. **Journal of Economic Dynamics and Control**. c.23.s.3: 393-413.

Mitchell, W.C. 1927. **Business Cycles: The Problem and its Setting**. New York: National Bureau of Economic Research.

Obstfeld, 1986 M. Obstfeld, Rational and self-fulfilling balance-of-payments crises, *American Economic Review* **76** (1986), pp. 72–81

Obstfeld, Maurice, 1996. "Models of Currency Crises with Self-fulfilling Features," CEPR Discussion Papers 1315, C.E.P.R. Discussion Papers

Pearson, Karl. 1894. **Contributions to the Theory of Mathematical Evolution.** Philosophical Transactions of the Royal Society of London. A 186: 343-414.

Peron, P.1989. The Great Crash. The Oil Price Shock and Unit Root Hypothesis. **Econometrica.** c.57:1361-1401.

Pontines Victor, Reza Siregar. 2008. Fundamental Pitfalls of Exchange Market Pressure-Based Approaches to Identification of Currency Crises. **International Review and Finance.** c17:345- 365.

Rand, J., F. Tarp. 2002. Business Cycles in Developing Countries: Are They Different? **World Development.** c.30.s.12: 2071–2088.

Saltoğlu, B., Z. Şenyüz, E. Yoldaş. 2003. Modeling Business Cycles with Markov Switching VAR Model: An Application on Turkish Business Cycles. <http://www.econturk.org/Turkisheconomy/msvar.doc>

Shell, Karl. 1971. Notes on the Economics of Infinity. **Journal of Political Economy.** c.79. s.5: 1002-1011.

Shell, Karl. 1977. Monnaie et Allocation Intertemporelle. Mimeo, Séminaire Roy-Malinvaud. **Centre National de la Recherche Scientifique.** Paris.

Shell, Karl. 1987. Sunspot Equilibrium. **The New Palgrave: A Dictionary of Economics.** eds. J. Eatwell, M. Milgate, and P. Newman. Vol. 4, New York: Macmillan. 549-555.

Shell, Karl. 1989 Sunspot Equilibrium. **The New Palgrave: General Equilibrium** eds. J. Eatwell, M. Milgate, and P. Newman. New York: Macmillan. 274-280.

Shell, Karl. 2007. Sunspot Equilibrium. **The New Palgrave: A Dictionary of Economics.** eds. Lawrence Blume and Steven Durlauf.

Sichel, D. E. 1989. Are Business Cycles Asymmetric? A Correction. **Journal of Political Economy.** c: 97(5): 1255–1260.

Sichel, D. E. 1991. Business Cycle Duration Dependence: A parametric Approach. **The Review of Economics and Statistics.** c.73:254–260.

Sichel, D.E. 1993. Business Cycle Asymmetry? A Deeper Look. **Economic Inquiry.** c. 31: 224-236.

Sichel, D. E. 1994. Inventories and the Three Phases of the Business Cycle. **Journal of Business and Economic Statistics.** c: 12(3): 269–278.

Sims, C. A. 1980. Macroeconomics and Reality. **Econometrica.** c.48:1–48.

Taştan, Hüseyin, Nuri Yıldırım. 2008. Business Cycle Asymmetries in Turkey: An Application of Markov-Switching Autoregressions. **International Economic Journal.** Korean International Economic Association. c.22.s.3:315-333.

Tillmann, Peter. 2001. The Regime Dependent Determination of Credibility: A New Look at European Interest Rate Differentials. **IWP Discussion Paper.** No:2

Tillmann, Peter. 2004. External Shocks and The Non-linear Dynamics of Brady Bond Spreads in a Regime-Switching VAR. **Int.Fin.Markets, Inst.and Money.** c.14:439-454.

Timmermann, A. 2000. Moments of Markov Switching Models. **Journal of Econometrics**. c.96: 75-111.

www.tcmb.gov.tr

www.tuik.gov.tr

Yılmazkuday, Hakan, Koray Akay. 2008. An Analysis of Regime Shifts in the Turkish Economy. **Economic Modelling**. c.25: s.5:885-898.

Ekler

Tablo 1: SÜE Model Seçimi

Modeller	AIC	HQIC	SIC	Modeller	AIC	HQIC	SIC
MSI(2)-AR(0)	-2.6048	-2.5779	-2.5378	MSI(3)-AR(0)	-2.6625	-2.6087	-2.5286
MSI(2)-AR(1)	-2.6882	-2.6559	-2.6078	MSI(3)-AR(1)	-2.6781	-2.6189	-2.5307
MSI(2)-AR(2)	-2.7377	-2.700*	-2.6439*	MSI(3)-AR(2)	-2.7266	-2.6620*	-2.5658*
MSI(2)-AR(3)	-2.7318	-2.6887	-2.6246	MSI(3)-AR(3)	-2.7119	-2.6491	-2.5448
MSI(2)-AR(4)	-2.7473*	-2.6989	-2.6267	MSI(3)-AR(4)	-2.7335*	-2.6579	-2.5454
MSIH(2)-AR(0)	-2.5973	-2.5650	-2.5169	MSIH(3)-AR(0)	-2.6608	-2.5962	-2.5000
MSIH(2)-AR(1)	-2.6842	-2.6466	-2.5904	MSIH(3)-AR(1)	-2.6987	-2.6287	-2.5245
MSIH(2)-AR(2)	-2.7444	-2.7013*	-2.6372*	MSIH(3)-AR(2)	-2.7287	-2.6533	-2.5411
MSIH(2)-AR(3)	-2.7371	-2.6887	-2.6165	MSIH(3)-AR(3)	-2.7206	-2.6399	-2.5196
MSIH(2)-AR(4)	-2.7487*	-2.6949	-2.6147	MSIH(3)-AR(4)	-2.7614*	-2.6753*	-2.5470*
MSM(2)-AR(0)	-2.6048	-2.5779	-2.5378	MSM(3)-AR(0)	-2.6625	-2.6087	-2.5286
MSM(2)-AR(1)	-2.6876	-2.6553	-2.6072	MSM(3)-AR(1)	-2.6799	-2.6207	-2.5325
MSM(2)-AR(2)	-2.7249	-2.6872	-2.6311*	MSM(3)-AR(2)	-2.7051	-2.6405	-2.5443*
MSM(2)-AR(3)	-2.7175	-2.6744	-2.6103	MSM(3)-AR(3)	-2.7166*	-2.6466*	-2.5424
MSM(2)-AR(4)	-2.7328*	-2.6843*	-2.6122	MSM(3)-AR(4)	-2.7040	-2.6287	-2.5164
MSMH(2)-AR(0)	-2.5973	-2.5650	-2.5169	MSMH(3)-AR(0)	-2.6608	-2.5962	-2.5000
MSMH(2)-AR(1)	-2.7060	-2.6684	-2.6123	MSMH(3)-AR(1)	-2.6940	-2.6241	-2.5141
MSMH(2)-AR(2)	-2.7306	-2.6875*	-2.6234*	MSMH(3)-AR(2)	-2.7030	-2.6277	-2.5154*
MSMH(2)-AR(3)	-2.7250	-2.6766	-2.6044	MSMH(3)-AR(3)	-2.6930	-2.6122	-2.4920
MSMH(2)-AR(4)	-2.7340*	-2.6802	-2.6000	MSMH(3)-AR(4)	-2.7190*	-2.6329*	-2.5047

* AIC,SIC ve HQIC'nın minimum değerlerini göstermektedir.

Tablo 2: SUE'ne İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları (parantez içindekiler [...] olasılık değerleridir.

Modeller	Derin Olmama	Dik Olmama	Keskin Olmama
MSI(2)-AR(2)	3.7415 [0.0531]	0.0000 [1.0000]	3.4710 [0.0625]
MSI(2)-AR(4)	4.2788 [0.0386]	0.0000 [1.0000]	3.4138 [0.0647]
MSIH(2)-AR(2)	2.4325 [0.1188]	0.0000 [1.0000]	22.7899 [0.0000]
MSIH(2)-AR(4)	4.6764 [0.0306]	0.0000 [1.0000]	3.4793 [0.0621]
MSM(2)-AR(2)	4.4227 [0.0355]	0.0000 [1.0000]	12.5814 [0.0004]
MSM(2)-AR(4)	4.9417 [0.0262]	0.0000 [1.0000]	10.7701 [0.0010]
MSMH(2)-AR(2)	0.2505 [0.6167]	0.0000 [1.0000]	0.8690 [0.3512]

Tablo 3: SUE'ne İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları

Test	MSM(3)-AR(4)	MSMH(3)-AR(4)
Keskin Olmama	5.2381 [0.1552]	10.4689 [0.0150]
$p_{12} = p_{32}$	2.1915 [0.1388]	7.4242 [0.0064]
$p_{13} = p_{31}$	0.0006 [0.9809]	0.0011 [0.9731]
$p_{21} = p_{23}$	3.5427 [0.0598]	3.4191 [0.0644]
Derin Olmama	0.7279 [0.3936]	0.0024 [0.9608]
Dik Olmama	3.5919 [0.0581]	8.0774 [0.0045]

Tablo 4: RKGE Model Seçimi

Modeller	AIC	HQ	SC	Modeller	AIC	HQ	SC
MSI(2)-AR(0)	-0.8005	-0.7718	-0.7292	MSI(3)-AR(0)	-1.2784	-1.2210	-1.1359
MSI(2)-AR(1)	-2.5024	-2.4679	-2.4169	MSI(3)-AR(1)	-2.6410	-2.5779	-2.4843
MSI(2)-AR(2)	-2.6748*	-2.6347*	-2.5751*	MSI(3)-AR(2)	-2.7309*	-2.6620*	-2.5599*
MSI(2)-AR(3)	-2.5817	-2.5356	-2.4673	MSI(3)-AR(3)	-2.7219	-2.6470	-2.5361
MSI(2)-AR(4)	-2.5811	-2.5291	-2.4521	MSI(3)-AR(4)	-2.7225	-2.6417	-2.5219
MSIH(2)-AR(0)	-0.8126	-0.7780	-0.7266	MSIH(3)-AR(0)	-1.5068	-1.4375	-1.3348
MSIH(2)-AR(1)	-2.6249	-2.5845	-2.5245	MSIH(3)-AR(1)	-2.7094	-2.6344	-2.5231
MSIH(2)-AR(2)	-2.7703*	-2.7241*	-2.6557*	MSIH(3)-AR(2)	-2.7799*	-2.6991*	-2.5793*
MSIH(2)-AR(3)	-2.7648	-2.7129	-2.6358	MSIH(3)-AR(3)	-2.7718	-2.6853	-2.5569
MSIH(2)-AR(4)	-2.7577	-2.7000	-2.6143	MSIH(3)-AR(4)	-2.7669	-2.6745	-2.5375
MSM(2)-AR(0)	-0.7996	-0.7708	-0.7280	MSM(3)-AR(0)	-1.2851	-1.2274	-1.1418
MSM(2)-AR(1)	-2.2834	-2.2488	-2.1974	MSM(3)-AR(1)	-2.2424	-2.1789	-2.0847
MSM(2)-AR(2)	-2.5894*	-2.5490*	-2.4891*	MSM(3)-AR(2)	-2.5485	-2.4792	-2.3765
MSM(2)-AR(3)	-2.5814	-2.5352	-2.4667	MSM(3)-AR(3)	-2.6872*	-2.6122*	-2.5009*
MSM(2)-AR(4)	-2.5810	-2.5290	-2.4520	MSM(3)-AR(4)	-2.6570	-2.5762	-2.4564
MSMH(2)-AR(0)	-0.8126	-0.7780	-0.7266	MSMH(3)-AR(0)	-1.5068	-1.4375	-1.3348
MSMH(2)-AR(1)	-2.6204	-2.5800	-2.5201	MSMH(3)-AR(1)	-2.6241	-2.5491	-2.4378
MSMH(2)-AR(2)	-2.7690*	-2.7229*	-2.6544*	MSMH(3)-AR(2)	-2.7826*	-2.7018*	-2.5819*
MSMH(2)-AR(3)	-2.7626	-2.7107	-2.6336	MSMH(3)-AR(3)	-2.7778	-2.691	-2.5628
MSMH(2)-AR(4)	-2.7558	-2.6981	-2.6125	MSMH(3)-AR(4)	-2.7669	-2.6745	-2.5375

* AIC, SIC ve HQIC'nın minimum değerlerini göstermektedir.

Tablo 5: RKGE'ne İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları

Modeller	Derin Olmama	Dik Olmama	Keskin Olmama
MSIH(2)-AR(2)	0.1444 [0.7039]	0.0000 [1.0000]	2.9468 [0.0860]
MSM(2)-AR(2)	0.0000 [1.0000]	0.0000 [1.0000]	0.0000 [1.0000]
MSMH(2)-AR(2)	0.1234 [0.7254]	0.0000 [1.0000]	2.9831 [0.0841]

parantez içindekiler [...] olasılık değerleridir.

Tablo 6: RKGE'ne İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları

Test	MSI(3) AR(2)	MSIH(3) AR(2)	MSM(3) AR(3)	MSMH(3) AR(2)
Keskin	15.2147	5.8981	1525.8711	3.8161

Olmama	[0.0016]	[0.1167]	[0.0000]	[0.2820]
$P_{12} = P_{32}$	7.0596	0.7592	1469.8924	0.0075
	[0.0079]	[0.3836]	[0.0000]	[0.9311]
$P_{13} = P_{31}$	2.4718	4.7136	0.9352	3.8011
	[0.1159]	[0.0299]	[0.3335]	[0.0512]
$P_{21} = P_{23}$	0.6152	0.2610	0.0040	0.0077
	[0.4328]	[0.6094]	[0.9496]	[0.9302]
Derin Olmama	1.4976	0.1183	2.1005	0.1329
	[0.2210]	[0.7309]	[0.1472]	[0.7154]
Dik Olmama	13.0046	0.1517	6.3683	0.0049
	[0.0003]	[0.6969]	[0.0116]	[0.9443]

parantez içindekiler [...] olasılık değerleridir.

Tablo 7: İMKB Model Seçimi

Modeller	AIC	HQ	SC	Modeller	AIC	HQ	SC
MSI(2)-AR(0)	2.7942	2.8212	2.8614	MSI(3)-AR(0)	2.3022	2.3561	2.4365
MSI(2)-AR(1)	1.2455	1.2779	1.3261	MSI(3)-AR(1)	0.9347	0.9941	1.0825*
MSI(2)-AR(2)	1.2095	1.2473	1.3035	MSI(3)-AR(2)	0.9409	1.0056	1.1021
MSI(2)-AR(3)	1.2014	1.2446	1.3089	MSI(3)-AR(3)	0.9399	1.0100	1.1145
MSI(2)-AR(4)	1.1444*	1.1930*	1.2653*	MSI(3)-AR(4)	0.8988*	0.9743*	1.0869
MSIH(2)-AR(0)	2.2212	2.2536	2.3018	MSIH(3)-AR(0)	1.7465	1.8112	1.9077
MSIH(2)-AR(1)	0.6903	0.7280	0.7843	MSIH(3)-AR(1)	0.5252	0.5954	0.6999
MSIH(2)-AR(2)	0.6084	0.6516	0.7159	MSIH(3)-AR(2)	0.4136	0.4891	0.6017
MSIH(2)-AR(3)	0.6101	0.6586	0.7310	MSIH(3)-AR(3)	0.4211	0.5020	0.6226
MSIH(2)-AR(4)	0.5603*	0.6142*	0.6946*	MSIH(3)-AR(4)	0.3856*	0.4719*	0.6005*
MSM(2)-AR(0)	2.7942	2.8212	2.8614	MSM(3)-AR(0)	2.3022	2.3561	2.4365
MSM(2)-AR(1)	1.8049	1.8373	1.8855	MSM(3)-AR(1)	1.2229	1.2823	1.3707
MSM(2)-AR(2)	1.6739	1.7117	1.7679	MSM(3)-AR(2)	0.9029*	0.9677*	1.0642*
MSM(2)-AR(3)	1.6627	1.7059	1.7702	MSM(3)-AR(3)	0.9104	0.9806	1.0851
MSM(2)-AR(4)	1.6080*	1.6566*	1.7290*	MSM(3)-AR(4)	0.9382	1.0137	1.1263
MSMH(2)-AR(0)	2.2212	2.2536	2.3018	MSMH(3)-AR(0)	1.7465	1.8112	1.9077
MSMH(2)-AR(1)	0.6703	0.7081	0.7644	MSMH(3)-AR(1)	0.4839	0.5541	0.6586
MSMH(2)-AR(2)	0.5841	0.6273*	0.6916*	MSMH(3)-AR(2)	0.4304	0.5060	0.6185
MSMH(2)-AR(3)	0.5890	0.6376	0.7099	MSMH(3)-AR(3)	0.4211	0.5020	0.6226
MSMH(2)-AR(4)	0.5746*	0.6286	0.7090	MSMH(3)-AR(4)	0.3856*	0.4719*	0.6005*

* AIC, SIC ve HQIC'nin minimum değerlerini göstermektedir.

Tablo 8: İMKB'ye İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları (parantez içindekiler [...] olasılık değerleridir.

Modeller	Derin Olmama	Dik Olmama	Keskin Olmama
MSI(2)-AR(4)	4.2300 [0.0397]	0.0000 [1.0000]	22.6705 [0.0000]
MSIH(2) AR(4)	1.2671 [0.2603]	0.0000 [1.0000]	2.4877 [0.1147]
MSM(2)-AR(4)	0.0000 [0.9998]	0.0000 [1.0000]	0.0000 [0.9998]
MSMH(2)-AR(2)	1.9336 [0.1644]	0.0000 [1.0000]	8.7927 [0.0030]

Tablo 9: İMKB'ye İlişkin C-K Asimetri Testi Sonuçları

Test	MSI(3)-AR(1)	MSM(3)-AR(2)
------	--------------	--------------

Keskin Olmama	1435.6555 [0.0000]	32.0491 [0.0000]
$p_{12} = p_{32}$	0.0001 [0.9903]	2.9680 [0.0849]
$p_{13} = p_{31}$	1435.162 [0.0000]	2.9680 [0.0849]
$p_{21} = p_{23}$	0.3709 [0.5425]	0.0001 [0.9928]
Derin Olmama	53.7232 [0.0000]	4.3252 [0.0376]
Dik Olmama	67.2197 [0.0000]	40.0671 [0.0000]

Tablo 10: Log Olabilirlik ve Parametre Sayısı

	Log Olabilirlik	Parametre	Tanımlı Olmayan Parametre	Kısıt	AIC
Doğrusal VAR(7)	665.0446	33	-	-	-5.825
MSIA(2) – VAR(7)	698.2594	65	2	30	-5.836
MSIA(3) – VAR(7)	735.5906	99	6	60	-5.867

Tablo 11: LR Testi-Rejim Sayısı

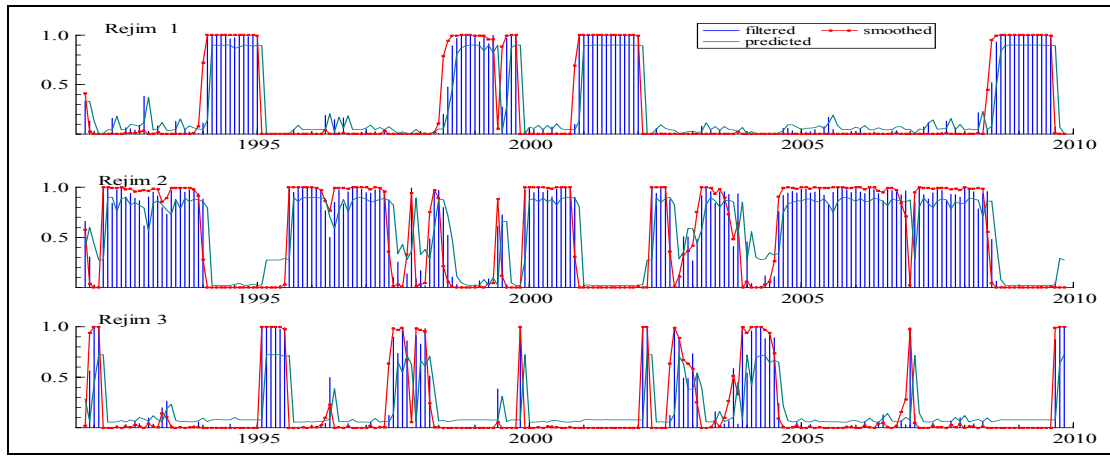
Test	Dağılım	LR İstatistiği
$H_0 : \text{Doğrusal VAR}(7)$ $H_1 : \text{MSIA}(2) - \text{VAR}(7)$	$\chi^2(32)$	66.4295
$H_0 : \text{MSIA}(2) - \text{VAR}(7)$ $H_1 : \text{MSIA}(3) - \text{VAR}(7)$	$\chi^2(36)$	74.6624

Tablo 12: MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Maksimum Olabilirlik Sonuçları(...) değerleri standart hataları göstermektedir.

	Rejim 1		Rejim 2		Rejim 3	
	SUE	RKGE	SUE	RKGE	SUE	RKGE
Sabit	-0.021342 (0.0153)	-0.039993 (0.0155)	0.044276 (0.0103)	0.031014 (0.0096)	0.03612 (0.0157)	0.117829 (0.0181)
SUE(-1)	0.091039 (0.1355)	-0.487250 (0.1328)	0.058593 (0.0887)	-0.079653 (0.0833)	-0.571494 (0.1539)	-0.302194 (0.1517)
SUE(-2)	0.364844 (0.1440)	-0.093161 (0.1449)	0.049243 (0.0780)	-0.341764 (0.0765)	0.637493 (0.2035)	-0.028375 (0.1875)
SUE(-3)	0.102721 (0.1472)	0.308688 (0.1523)	-0.060603 (0.0799)	0.015852 (0.0789)	0.495375 (0.2061)	0.005651 (0.1920)
SUE(-4)	-0.305985 (0.1447)	-0.160092 (0.1429)	-0.144032 (0.0782)	-0.011121 (0.0775)	-0.031280 (0.2113)	-0.802810 (0.1959)
SUE(-5)	0.187195 (0.1347)	0.090518 (0.1357)	0.052837 (0.0817)	-0.167931 (0.0794)	0.093181 (0.1793)	0.087901 (0.1832)
SUE(-6)	0.251658 (0.1175)	-0.015677 (0.1188)	0.150746 (0.0814)	0.047059 (0.0809)	0.389972 (0.1388)	0.190284 (0.1352)
SUE(-7)	0.015088 (0.1253)	-0.024601 (0.1260)	0.043036 (0.0839)	-0.018688 (0.0822)	-0.079514 (0.1545)	-0.058441 (0.1564)
RKGE(-1)	0.231461 (0.1161)	1.711580 (0.1177)	0.040563 (0.0730)	0.815950 (0.0735)	0.357900 (0.1401)	1.450551 (0.1466)
RKGE(-2)	-0.054215 (0.2115)	-1.121070 (0.2118)	0.065657 (0.1043)	-0.056650 (0.1025)	-0.137742 (0.2538)	-0.782665 (0.2474)

RKGE(-3)	0.155401 (0.2319)	0.617071 (0.2324)	0.017024 (0.1013)	-0.008982 (0.0996)	0.130766 (0.2622)	0.105127 (0.2658)
RKGE(-4)	-0.114613 (0.2297)	-0.305464 (0.2295)	0.037595 (0.1017)	0.061205 (0.1003)	-0.047170 (0.2649)	-0.165624 (0.2618)
RKGE(-5)	-0.115818 (0.2234)	-0.234976 (0.2209)	0.013727 (0.1071)	-0.074614 (0.1038)	-0.031471 (0.2859)	0.131530 (0.2411)
RKGE(-6)	-0.018660 (0.2025)	0.470426 (0.2014)	-0.169127 (0.1023)	0.098413 (0.1022)	-0.165210 (0.2482)	0.293048 (0.1980)
RKGE(-7)	0.056041 (0.1166)	-0.255333 (0.1172)	0.142146 (0.0619)	0.000776 (0.0613)	0.011446 (0.1484)	-0.264255 (0.1359)
Standart Hata	0.038183	0.037828	0.038183	0.037828	0.038183	0.037828

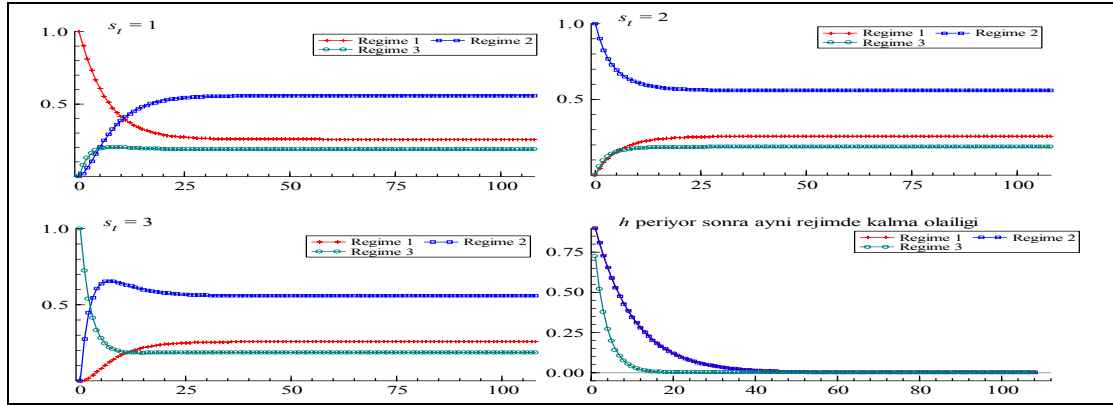
Şekil 1: MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Olasılıkları



Tablo 13: MSIA(3)-VAR(7) Modelinin Rejim Özellikleri

	Geçiş Olasılıkları			Gözlemler	Ergodik Olasılıklar	Süre
	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 3			
Rejim 1	0.8999	0.0211	0.0790	58.4	0.2568	9.99
Rejim 2	0.0449	0.8993	0.0557	119.9	0.5583	9.93
Rejim 3	0.0033	0.2746	0.7221	38.7	0.1850	3.60
	Geçiş Olasılıkları			Gözlemler	Ergodik Olasılıklar	Süre
	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 3			
Rejim 1	0.8999	0.0211	0.0790	58.4	0.2568	9.99
Rejim 2	0.0449	0.8993	0.0557	119.9	0.5583	9.93
Rejim 3	0.0033	0.2746	0.7221	38.7	0.1850	3.60
	Geçiş Olasılıkları			Gözlemler	Ergodik Olasılıklar	Süre
	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 3			
Rejim 1	0.8999	0.0211	0.0790	58.4	0.2568	9.99
Rejim 2	0.0449	0.8993	0.0557	119.9	0.5583	9.93
Rejim 3	0.0033	0.2746	0.7221	38.7	0.1850	3.60
	Geçiş Olasılıkları			Gözlemler	Ergodik Olasılıklar	Süre
	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 3			
Rejim 1	0.8999	0.0211	0.0790	58.4	0.2568	9.99
Rejim 2	0.0449	0.8993	0.0557	119.9	0.5583	9.93
Rejim 3	0.0033	0.2746	0.7221	38.7	0.1850	3.60

Şekil 2: MSIA(3)-VAR(7) Modeline İlişkin Rejim Dinamiklerini



Tablo 16. MSIA(3)-VAR(7) Modeline İlişkin Tanılayıcı Testler

Testler	
Vektör Portmanto(24)	$\chi^2(68) = 85.7484 [0.0718]$
Vektör Normalite testi	$\chi^2(4) = 8.0798 [0.0887]$
Vektör hetero testi	$\chi^2(84) = 84.1049 [0.4763]$
Vektör hetero-X testi	$\chi^2(357) = 369.6705 [0.3108]$

[...] p değerlerini göstermektedir.

Tablo 17: Log Olabilirlik ve Parametre Sayısı

	Log Olabilirlik	Parametre	Tanımlı Olmayan Parametre	Kısıt	AIC
Doğrusal VAR(10)	933.5653	45	-	-	-7.3435
MSIAH(2) – VAR(10)	1069.0723	92	2	45	-8.0750
MSIAH(3)- VAR(10)	1122.3264	141	6	90	-8.1101

Tablo 18: LR Testi-Rejim Sayısı

Test	Dağılım	LR İstatistiği
$H_0 : Doğrusal VAR(10)$ $H_1 : MSIAH(2) – VAR(10)$	$\chi^2(47)$	271.0140
$H_0 : MSIAH(2) – VAR(10)$ $H_1 : MSIAH(3) – VAR(10)$	$\chi^2(51)$	106.5082

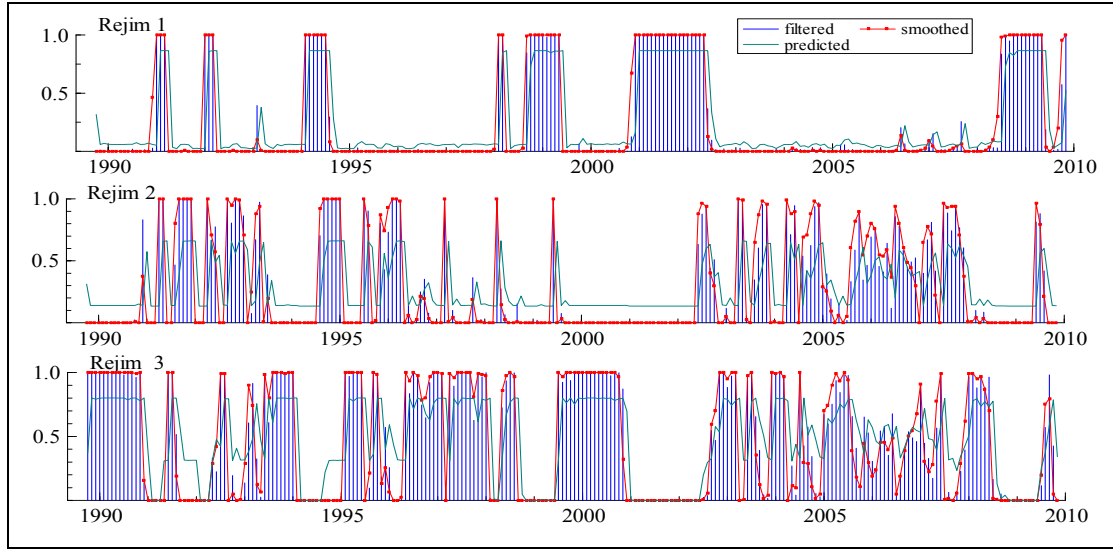
Tablo 16: MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Maksimum Olabilirlik Sonuçları

	Rejim 1		Rejim		Rejim 3	
	RKGE	İMKB	RKGE	İMKB	RKGE	İMKB
Sabit	-0.043846 (0.0204)	-0.009422 (0.0092)	0.025116 (0.0039)	0.005222 (0.0015)	0.014341 (0.0058)	0.006566 (0.0023)
RKGE(-1)	1.718683 (0.1451)	0.267144 (0.0606)	0.558832 (0.0718)	-0.016713 (0.0260)	1.328215 (0.0980)	0.173065 (0.0407)
RKGE(-2)	-1.946365 (0.3129)	-0.449883 (0.1268)	0.043040 (0.0838)	0.002006 (0.0324)	-0.272151 (0.1357)	-0.178151 (0.0542)
RKGE(-3)	2.216555 (0.4298)	0.399302 (0.1738)	0.152821 (0.0912)	0.087245 (0.0387)	-0.264081 (0.1287)	-0.052220 (0.0454)

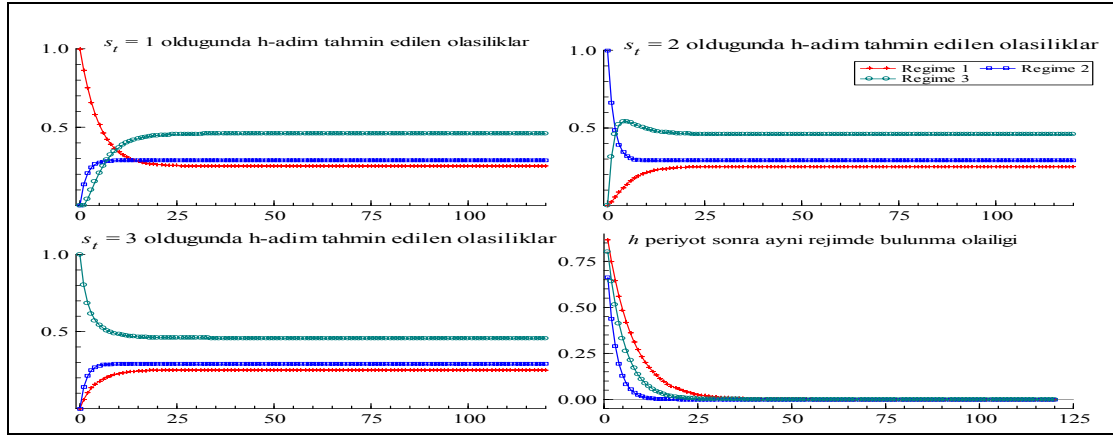
RKGE(-4)	-1.930532 (0.5253)	-0.286260 (0.2182)	-0.089519 (0.0995)	-0.034321 (0.0387)	-0.024337 (0.1050)	-0.021172 (0.0378)
RKGE(-5)	1.219636 (0.5739)	0.050990 (0.2523)	-0.014348 (0.0869)	-0.061228 (0.0367)	0.138696 (0.0937)	0.095237 (0.0357)
RKGE(-6)	-0.820209 (0.5455)	0.123199 (0.2525)	0.059206 (0.0701)	-0.014146 (0.0290)	-0.177352 (0.1102)	-0.065130 (0.0433)
RKGE(-7)	0.731501 (0.4817)	-0.144999 (0.2258)	0.028007 (0.0606)	-0.008583 (0.0257)	0.246569 (0.1228)	0.097907 (0.0513)
RKGE(-8)	-0.702949 (0.4195)	0.205546 (0.2036)	-0.051269 (0.0616)	0.098239 (0.0235)	0.101575 (0.1087)	-0.067694 (0.0427)
RKGE(-9)	0.435779 (0.3637)	-0.261498 (0.1848)	0.081347 (0.0631)	-0.049345 (0.0246)	-0.223607 (0.1056)	-0.025544 (0.0409)
RKGE(-10)	-0.369314 (0.2117)	0.101026 (0.1071)	-0.102627 (0.0402)	-0.008939 (0.0164)	-0.073561 (0.0722)	0.027937 (0.0291)
İMKB(-1)	0.867458 (0.2746)	0.224550 (0.1132)	0.022937 (0.2084)	1.360618 (0.0774)	-1.151722 (0.2467)	1.012601 (0.0995)
İMKB(-2)	-0.228008 (0.2786)	0.263283 (0.1164)	-0.151024 (0.2402)	-0.590819 (0.0990)	1.630592 (0.3487)	-0.069479 (0.1401)
İMKB(-3)	-0.301358 (0.3101)	-0.023728 (0.1382)	-0.587900 (0.2188)	0.081667 (0.0902)	-0.797743 (0.3245)	0.220149 (0.1243)
İMKB(-4)	-0.621275 (0.4032)	-0.050642 (0.1929)	-0.009629 (0.1817)	-0.309249 (0.0707)	0.599153 (0.3144)	-0.053619 (0.1152)
İMKB(-5)	0.542564 (0.7256)	0.337818 (0.3537)	-0.086872 (0.1463)	0.308501 (0.0607)	-0.136939 (0.2643)	-0.223124 (0.0986)
İMKB(-6)	-0.874816 (1.0040)	-0.409451 (0.4466)	-0.229749 (0.1406)	-0.143175 (0.0538)	-0.094847 (0.2624)	0.273300 (0.1006)
İMKB(-7)	1.381198 (0.8980)	0.413795 (0.3645)	0.258965 (0.1300)	0.087101 (0.0526)	-0.516264 (0.3037)	-0.262183 (0.1139)
İMKB(-8)	0.231997 (0.8239)	0.003554 (0.3396)	0.131370 (0.1261)	0.191800 (0.0493)	0.762250 (0.2704)	0.148965 (0.1031)
İMKB(-9)	-0.875610 (0.7642)	-0.048540 (0.3323)	-0.040614 (0.1056)	-0.168911 (0.0428)	-0.651284 (0.2267)	-0.317773 (0.0881)
İMKB(-10)	0.336953 (0.5306)	-0.126523 (0.2436)	0.037944 (0.1026)	-0.038921 (0.0410)	0.170454 (0.1740)	0.201832 (0.0700)
Standart Hata	0.057855	0.024204	0.018553	0.007064	0.031397	0.011877

(...) standart hata değerlerini göstermektedir.

Şekil 4: MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Düzleştirilmiş ve Filtrelenmiş Rejim Olasılıkları



Şekil 5: MSIAH(3)-VAR(10) Modeline İlişkin Rejim Dinamiklerini



Tablo 17: MSIAH(3)-VAR(10) Modelinin Rejim Özellikleri

	Geçiş Olasılıkları			Gözlemler	Ergodik Olasılıklar	Süre
	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 3			
Rejim 1	0.8646	0.1354	5.587e-014	56.8	0.2523	7.39
Rejim 2	0.0235	0.6619	0.3145	70.5	0.2898	2.96
Rejim 3	0.05969	0.1393	0.8010	114.7	0.4580	5.02

Tablo 19. MSIAH(3)-VAR(10) Modeline İlişkin Tamlayıcı Testler

Testler	
Vektör Portmanto(24)	$\chi^2(56) = 73.9946 [0.0539]$
Vektör Normalite testi	$\chi^2(4) = 8.2671 [0.0823]$
Vektör hetero testi	$\chi^2(120) = 121.7966 [0.4371]$
Vektör hetero-X testi	$\chi^2(690) = 698.0881 [0.4072]$

[...] değerleri p değerleridir.