

POLİTİK İSTİKRARSIZLIĞIN HÜKÜM SÜRDÜĞÜ BİR EKONOMİDE REEL DÖVİZ KURUNUN STOKASTİK DAVRANIŞI: TÜRKİYE ÜZERİNE AMPİRİK BULGULAR, 1971-2002

Nasip BOLATOĞLU*

Öz

Çalışmada Bayesyen Gibbs örnekleme yönteminin içerildiği bir Markov dönüşüm modeli kullanılarak, Türkiye ekonomisi için reel döviz kurunun stokastik davranışı analiz edilmektedir. Kullanılan yöntem modelin gerek parametrelerinde gerekse de varyansında rejim değişikliği niteliklerinin yakalanmasına olanak sağlamaktadır. Ampirik çalışmanın bulguları, reel döviz kurunun düşük değişkenlik rejimlerinde durağan, yüksek değişkenlik rejimlerinde ise durağan olmayan bir yapı sergilediğini ortaya koymaktadır. Bununla birlikte, sık hükümet değişiklikleri sonucunda oluşan politik istikrarsızlığın, satın alma gücü paritesinde önemli sapmalara neden olduğu ortaya çıkmaktadır.

Anahtar Sözcükler: Reel döviz kuru, Markov dönüşüm, Gibbs örnekleme.

Abstract

Stochastic Behaviour of the Real Exchange Rate in a Politically Unstable Economy: Empirical Evidence from Turkey, 1971-2002

Stochastic behaviour of the real exchange rate for Turkey is examined by using a Markov-switching model incorporating Bayesian Gibbs sampling method. The methodology used allows to capture the regime switching properties both in the parameters and the variance of the model. The results indicate that the real exchange rate is stationary during the low volatility regime and non-stationary during the high volatility regime. Frequent government changes resulting political instability also cause significant deviations in purchasing power parity.

Keywords: Real exchange rate, Markov-switching, Gibbs sampling.

*Dr., Hacettepe Üniversitesi, İktisat Bölümü, 06800, Beytepe/ANKARA, nasipb@hacettepe.edu.tr

GİRİŞ

Türkiye ekonomisi için reel döviz kurunun stokastik davranışını farklı veri oluşum süreçleri yoluyla modellemek mümkündür. Ancak söz konusu modelleme yapılırken, veri oluşum sürecindeki kaymalara yalnızca yüksek ve kronik enflasyon, yapısal değişiklikler, zevk ve teknolojideki değişimler gibi ekonomik faktörlerin değil; aynı zamanda 1971-2002 döneminde yaşanan sık hükümet değişiklikleriyle temsil edilebilen politik istikrarsızlığın da katkıda bulunmuş olabileceği dikkate alınmalıdır. Nitekim Türkiye için reel döviz kurunun stokastik davranışını analiz etmek amacıyla yapılmış olan çalışmalarda kesin bir sonuca ulaşılamadığı da görülmektedir. Örneğin geleneksel birim kök testlerinin kullanıldığı çalışmada Telatar ve Kazdağlı (1998) reel döviz kurunun durağan olmadığına dair güçlü bulgular elde ederken, Yazgan (2003) yarı ömürlü sapma (half-life deviation) tipi birim kök test yöntemi kullanarak reel döviz kurunun durağan olduğu sonucuna ulaşmıştır. Diğer yandan Sarno (2000) ve Erlat (2004) doğrusal olmayan modelleme teknikleri (STAR) kullanarak, reel döviz kurunun durağan olduğuna dair bazı bulgular ortaya koymuştur.

Yukarıdaki örneklerden de anlaşılacağı üzere, reel döviz kurunun stokastik davranışını durağanlık testleri aracılığıyla analiz etmek mümkündür. Bu amaçla, reel döviz kuru örtük olmayan faiz haddi paritesine (risk primi dikkate alınmadan) göre;

$$q = e + p^* - p \quad (1)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Burada q reel döviz kurunun logaritmasını, e nominal döviz kurunun logaritmasını, p^* ve p ise sırasıyla yabancı ülke ve Türkiye'ye ait tüketici fiyat endeksinin logaritmasını temsil etmektedir.¹ Ancak bu aşamada belirtilmesi gereken önemli bir husus, ekonomik ve politik bazı faktörlerin reel döviz kuru değişkenliğini geçici olarak artırıp azaltabilecek olması nedeniyle, birim kök test sonuçlarının reel döviz kurundaki değişken varyans yapısına son derece duyarlı hale gelebilmesidir.²

Çalışmanın amacı, ilk olarak Kanas ve Genius (2005) tarafından kullanılan rejim dönüşümlü bir ADF testi aracılığıyla, Türkiye'deki reel döviz kurunun farklı değişkenlik rejimlerindeki durağanlık niteliklerinin araştırılmasıdır. Kurulan model, Kanas ve Genius (2005) çalışmasıyla uyumlu bir biçimde, ADF regresyonunun gerek parametreleri gerekse de varyansında reel döviz kuruna ait değişkenlik rejimlerine göre kaymalar ortaya çıkmasına olanak sağlamaktadır. Bununla birlikte söz konusu model, Kanas ve Genius (2005) çalışmasından farklı olarak, Bayesyen Gibbs örnekleme yoluyla tahmin edilmektedir.

Çalışmada ele alınan analiz döneminde, stokastik değişken varyans yapısının reel döviz kurunun durağanlık niteliğini etkilediği bulunmaktadır. Elde edilen bulgulara göre, reel döviz kurunun düşük değişkenlik dönemlerinde durağan, yüksek değişkenlik dönemlerinde ise durağan olmayan bir yapı sergilediği görülmektedir.

Çalışmanın birinci bölümünde analiz dönemine ait ekonomik ve politik gelişmeler ele alınmaktadır. İkinci bölümde ekonometrik yöntem ve sonuçlar verilmekte, son bölüm ise bulgulara ilişkin kısa bir değerlendirmeyi içermektedir.

1. 1971-2002 DÖNEMİNDE TÜRKİYE'DE GERÇEKLEŞEN ÖNEMLİ EKONOMİK VE POLİTİK GELİŞMELER

Analiz dönemi, farklı nominal döviz kuru rejimlerinin geçerli olduğu ve önemli bir takım ekonomik ve siyasi olayların yaşandığı iki alt döneme ayrılabilir. 1971'in ilk çeyreğinden 1980'in başına kadar olan birinci alt dönemde sabit döviz kuru ve ithal ikamesi rejimlerinin geçerli olduğu görülmektedir. 1980'in başından 2002'nin sonuna kadar olan ikinci alt dönemde ise, esnek döviz kuru rejimi ve dışa dönük ekonomi politikaları ile birlikte ihracata dönük sanayileşme stratejisi hüküm sürmüştür. Bununla birlikte, ele alınan tüm analiz döneminde ekonomik politika rejim değişikliklerinin yanısıra, Tablo 1'de verilen yirmi altı hükümet değişikliği gerçekleşmiştir. Hükümet değişikliklerinden onbiri, yıllık 1.22 dönüşüm oranıyla birinci alt dönemde; onbeşi ise, yıllık 0.65 dönüşüm oranıyla ikinci alt dönemde meydana gelmiştir.

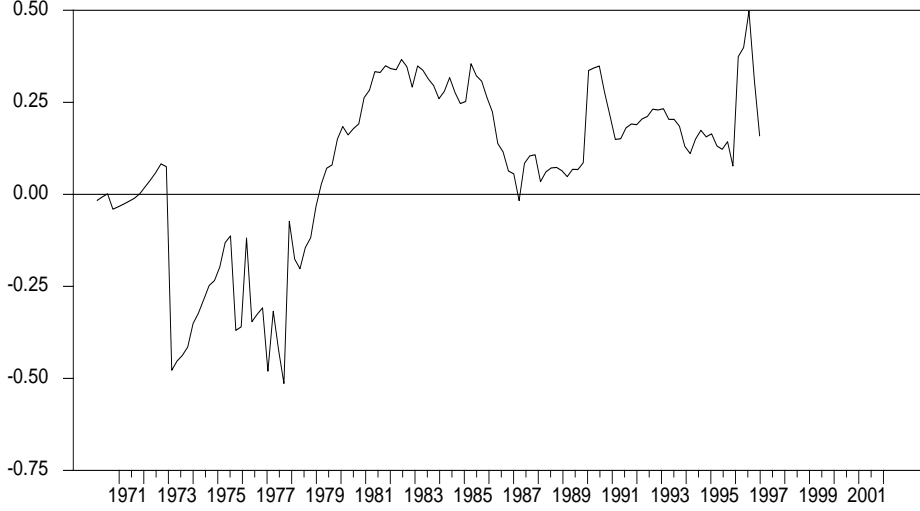
Tablo-1: Hükümet Değişiklikleri, Devalüasyonlar ve İstikrar Programları, 1971-2002

Başbakan	Hükümet Dönemleri	Devalüasyonlar	İstikrar programları
III.Demirel	6 Mart 1971-26 Mart 1971		
I.Erim	26 Mart 1971-11 Aralık 1971		
II.Erim	11 Aralık 1971-22 Mayıs 1972		
Melen	22 Mayıs 1972-15 Nisan 1973	Şubat 1973	
Talu	15 Nisan 1973-26 Ocak 1974		
I.Ecevit	26 Ocak 1974-17 Kasım 1974		
Irmak	17 Kasım 1974-31 Mart 1975		
IV.Demirel	31 Mart 1975-21 Haziran 1977	Ekim 1975	
II.Ecevit	21 Haziran 1977-21 Temmuz 1977		
V.Demirel	21 Temmuz 1977-5 Ocak 1978		Eylül 1977
III.Ecevit	5 Ocak 1978-12 Kasım 1979	Mart 1978 –Haziran 1979	Nisan 1978-Mart 1979
VI.Demirel	12 Kasım 1979-12 Eylül 1980	Ocak 1980	
Ulusu	20 Eylül 1980-13 Aralık 1983		
I.Özal	13 Aralık 1983-21 Aralık 1987		
II.Özal	21 Aralık 1987-9 Kasım 1989		
Akbulut	9 Kasım 1989-23 Haziran 1991		1990 Para Programı
I.Yılmaz	23 Haziran 1991-20 Kasım 1991		
VII.Demirel	20 Kasım 1991-25 Haziran 1993		
I.Çiller	25 Haziran 1993-5 Ekim 1995	Nisan 1994	Nisan 1994-İstikrar programı
II.Çiller	5 Ekim 1995-30 Ekim 1995		
III.Çiller	30 Ekim 1995-6 Mart 1996		
II.Yılmaz	6 Mart 1996-28 Haziran 1996		
Erbakan	28 Haziran 1996-30 Haziran 1997		
III.Yılmaz	30 Haziran 1997-11 Ocak 1999		
IV.Ecevit	11 Ocak 1999-28 Mayıs 1999		
V.Ecevit	28 Mayıs 1999-3 Kasım 2002	Şubat 2001	Aralık 1999-İstikrar programı Nisan 2001-İstikrar programı

Not: Hükümetler başbakanların isimleriyle anılmaktadır.

1971-1973 dönemi, 1970 yılında gerçekleşen %66 oranındaki büyük çaplı devalüasyonun etkilerini yansıtmaktadır. 1973 yılı başında yüksek dış ticaret açıkları nedeniyle sona eren bu dönem, dış rezervlerde azalışa ve dış borçta artışa yol açmıştır. Yapılması gereken devalüasyonların politik istikrarsızlık nedeniyle ertelenmesi, mevcut ekonomik problemlerin daha da kötüleşmesine neden olmuştur. 1973'ten sonra, Türk lirası düşük oranlarda defalarca devalüasyona uğramıştır. Nominal döviz kurundaki sık ve gerçekçi olmayan bu ayarlamalar reel döviz kurundaki değişkenliğe katkıda bulunmuştur. Yine bu dönemde cari işlemlerdeki bozulmalar iki büyük devalüasyona yol açmıştır. Bu devalüasyonlardan birincisi 1978'de ortalama %33 oranında, ikincisi ise 1979'da %77.7 oranında gerçekleşmiştir. Ancak bu noktada, 1971-1980 döneminde yapılan devalüasyonların Türkiye ile başlıca ticaret ortakları arasındaki enflasyon oranı farklılıklarını yansıtmadığı ve Türk lirasının aşırı değerlenmesiyle sonuçlandığı da belirtilmelidir. Zira bu husus Şekil 1'de görülmektedir. Söz konusu dönemde reel döviz kurunun negatif değerler almasının nedeni, Türk lirasının aşırı değerlenmiş olmasıdır.

Ekonomiyi ithal ikamesine dayalı kapalı bir yapıdan, ihracata yönelik büyüme stratejilerinin uygulanmaya başlandığı dışa açık bir yapıya dönüştüren geniş kapsamlı bir istikrar programının uygulamaya konulmuş olması nedeniyle, 1980 yılı Türkiye ekonomisi açısından önemli bir dönüm noktasını oluşturmaktadır. Bu dönemde sabit döviz kuru rejiminden yönetilen döviz kuru (managed floating) sistemine geçilmiştir. Belirtilen politika değişikliklerinin ardından, Türk lirası yabancı paralar karşısında dalgalanmaya bırakılmıştır. Politika rejiminde değişiklik yapma gereğini doğuran temel faktörler yalnızca ekonomik değil, aynı zamanda da siyasidirler. Bir yandan 1970'deki petrol fiyat şoklarının yarattığı ödemeler dengesi problemleri ekonomide enflasyonist baskıları artırarak derin bir resesyona ve sosyal huzursuzluğa yol açmıştır.³ Diğer yandan 1978 ve 1979 yıllarında uygulamaya konulan istikrar programları, ülkenin içinde bulunduğu politik istikrarsızlık koşullarının etkisiyle, etkin bir biçimde uygulanamamıştır.⁴ Bu aşamada belirtilmelidir ki, Ocak 1980'de %48.6 oranında gerçekleşen devalüasyonun etkileri, aynı yılın Eylül ayında gerçekleşen askeri darbe sonrasında gözlenebilir hale gelmiştir. Kısa vadeli amaçların yanısıra, uzun vadeli yapısal değişikliklerin hedeflendiği istikrar programında benimsenmiş olan ihracata dayalı sanayileşme stratejisi, darbe sonrası ilk demokratik genel seçimlerin yapıldığı 1983 yılına kadar askeri yönetim tarafından yürütülmüştür.

Şekil-1: Reel Döviz Kuru (ortalamadan arındırılmış) (\$/TL)

Ekonomiyi geniş çaplı etkileyen bir diğer önemli gelişme, 1989 yılında sermaye hareketlerinin liberalleştirilmesidir ki, bu önlem ülkeyi dış şoklara karşı daha açık ve duyarlı hale getirmiştir. Söz konusu politika değişikliğinden sonra, esnek döviz kuru sisteminin varlığına rağmen Türk lirasının aşırı değerlenmiş olmasının yanı sıra, yüksek hacimli bütçe açıklarının finansman gereğinin neden olduğu yüksek faiz oranları, Türkiye'ye büyük miktarlarda sermaye girişlerine yol açmıştır. Dolayısıyla, 1990-2000 dönemi yüksek ve kronik enflasyon, yüksek bütçe açıklarının finansman ihtiyacı ve bunlara bağlı olarak yükselen faiz oranları ile karakterize edilebilmektedir. Bu dönemde, birisi yönetilen döviz kuru sisteminin yürürlükte olduğu 1994 yılı başında, diğeri ise uluslararası finans kuruluşlarının desteğiyle 1999 sonlarında başlayan döviz kuruna dayalı istikrar programının uygulandığı dönemde olmak üzere, iki finansal kriz yaşanmıştır. 1994 krizinin gerisindeki temel faktör, hükümetin faiz oranlarını baskı altında tutmasının bir sonucu olarak döviz kuruna yönelik olarak ortaya çıkan spekülasyon ataklarıdır. Söz konusu ataklar, yurt içi faiz oranlarında ortaya çıkması beklenen düşümlere ve cari işlemler açıkları tarafından yaratılması beklenen devalüasyonlara karşı, özel kesimin korunma güdülerini tarafından motive edilmiştir. Türk lirası 5 Nisan 1994 tarihinde ilan edilen istikrar programının ardından, %38.9 oranında devalüe edilmiştir.⁵

Net ihracat itibarıyla bazı iyileşmeler ortaya çıkmış olsa da, söz konusu program enflasyonla savaşa konusunda başarılı olamadığı gibi; bankacılık sektörünün zayıflığı, politik istikrarsızlığın yarattığı mali disiplin yokluğu ve olumsuz dış ticaret hadlerinin yarattığı istikrarsızlıkların ortadan kalkmasını da

sağlayamamıştır. Analiz dönemindeki son büyük çaplı devalüasyon, politik bir uzlaşmazlığın ardından, Şubat 2001’de ortaya çıkan krizle beraber gerçekleşmiştir.

2. AMPİRİK BULGULAR

Çalışmada kullanılan veri seti, Türkiye ve ABD’ye ait tüketici fiyat endeksleri ve dönem sonu nominal döviz kuruna ilişkin üçer aylık gözlemlerden oluşmaktadır. 1971: 1-2002: 3 dönemine ait tüm zaman serileri Uluslararası Para Fonu’nun IFS veri tabanından temin edilmiştir. Söz konusu veri seti kullanılarak, (1) no’lu özdeşlik yoluyla, üçer aylık reel döviz kuru serisi elde edilmiştir.

Tablo 2’de tanımlayıcı istatistikler verilmektedir. Buna göre, 1971-1980 alt dönemi için ortalama reel döviz kuru istatistiksel olarak anlamlı bir biçimde sıfırın altındadır ve Türk lirasının ortalama olarak değerlendirildiğini ortaya koymaktadır. Çarpıklık ise negatif, ancak istatistiksel olarak anlamlı değildir. Aşırı yatıklığın istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir değer alması, dağılımın zirve yaptığını göstermektedir. Bu bulgu sabit döviz kuru sisteminin geçerli olduğu söz konusu alt dönem boyunca, aralıklı olarak meydana gelen büyük değişikliklerin gerçekleştiği gözlemiyle de tutarlılık taşımaktadır. Jarque-Bera test istatistiği, normallik hipotezinin reddedilememiş olması nedeniyle, birinci alt dönemde dağılımın normale yakın olduğunu göstermektedir. Ljung-Box test istatistiği sonuçları ise, reel döviz kurunda korelasyon bulunmadığını ifade eden boş hipotezin birinci alt dönem için %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiğine işaret etmektedir. Değişkenliğe (volatility) ilişkin bir gösterge olan “reel döviz kurunun karelerinde korelasyonun bulunmadığı” şeklindeki boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. LB^2 istatistiğinin karşılık gelen LB istatistiğinden küçük olması, birinci moment geçici bağımlılıkların daha yüksek moment geçici bağımlılıklarına oranla daha belirgin görüldüğünü ifade etmektedir.

İkinci alt dönem için ortalama reel döviz kurunun anlamlı biçimde pozitif olması, Türk lirasının ortalama olarak değer kaybettiğini göstermektedir. Çarpıklığın negatif ve istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlı olması ise, reel döviz kuru dağılımının ikinci alt dönemde normal olmadığı anlamına gelmektedir. Jarque-Bera testleri itibariyle normalliğe ilişkin boş hipotezin reddedilmesi ise bu sonucu desteklemektedir. Ljung-Box istatistiklerinin istatistiksel olarak anlamlı olması, gerek reel döviz kurunda gerekse karelerinde otokorelasyonun var olduğunu göstermektedir. Korelasyon katsayılarının ortak olarak sıfır olduğu şeklindeki boş hipotezin reddedilmiş olması, değişken varyans probleminin varlığına atfedilebilmektedir.

Tablo-2: Reel Döviz Kuru İçin Tanımlayıcı İstatistikler

İstatistik	1971: 02-1980: 01	1980: 02-2003: 01
Örnek büyüklüğü	36	92
Ortalama	-0.3186 (0.0000)	0.1234 (0.0000)
Standart sapma	0.2211	0.1597
Minimum	-0.6836	-0.3241
Maksimum	0.0047	0.4834
Çarpıklık	-0.0662 (0.8765)	-0.56593 (0.0293)
Aşırı basıklık	-1.5190 (0.0922)	0.45240 (0.3940)
JB	3.4875 (0.1749)	5.6955 (0.0579)
LB(4)	40.93*	165.55*
LB ² (4)	31.38*	102.53*

Not: Parantez içindeki sayılar anlamlılık düzeylerini ve JB χ_2^2 dağılımına sahip Jarque-Bera normallik testini göstermektedir. LB(4) reel döviz kurunda ve LB²(4) reel döviz kurunun karesinde dördüncü dereceye kadar Ljung-Box seri korelasyon test istatistiğini göstermektedir. * 1% anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 2'den görüldüğü üzere, reel döviz kurunun gerek düzeyinde gerekse de değişkenliğinde seri korelasyonun varolduğu sonucuna ulaşılabilir. Tablo 2'nin ortaya koyduğu bir diğer sonuç ise, reel döviz kurlarının kendi aralarındaki korelasyonun kareleri arasındaki korelasyondan daha yüksek olduğudur. Sonuçlar değişkenliğin kümelenildiğini; başka bir deyişle, varyansın zamana bağlı olarak değiştiğini ifade etmektedir. İkinci alt dönem için LB istatistiklerinin birinci alt dönemden daha yüksek bulunmuş olmasını, esnek döviz kuru sistemine geçişle yorumlamak mümkündür. Yerli paranın ABD dolarına sabit bir oranda bağlandığı birinci alt dönemde, reel döviz kurlarının karelerinde bulunan otokorelasyonun (a) dış şoklar ve (b) yasal sürenin bitiminden önce ortaya çıkan sık hükümet değişikliklerinin yansıttığı politik istikrarsızlık olmak üzere, iki temel nedeni olduğu söylenebilir. İkinci alt dönemde yurt içi ve yurt dışı şokların yanısıra yönetilen döviz kuru sisteminin yürürlükte olmasının, reel döviz kurundaki değişkenlikte artışa yol açmış olduğunu belirtmek de mümkündür.

Tablo-3: Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Test Sonuçları

	Trend var			Trend yok		
	1971.1-2003.1	1971.1-1980.1	1980.1-2003.1	1971.1-2003.1	1971.1-1980.1	1980.1-2003.1
q	-2.369	-2.513	-2.805	-2.999	-2.979	-2.686
Δq	-6.815	-6.305	-9.196	-6.785	-5.074	-6.417

Not: Trendin olmadığı ADF testi için %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değer -2.88 , trendin olduğu ADF testi için söz konusu kritik değer -3.44'tür.

Tablo 3'te (log) reel döviz kuruna ve birinci farkına ilişkin, gerek tüm gerekse de herbir alt dönem için birim kök test sonuçları verilmektedir. Tablodan da görüldüğü üzere, ele alınan bütün dönemler için, reel döviz kuru düzeyde durağan değilken birinci farkında durağandır. Bu sonuç reel döviz kurunun, Telatar ve Kazdağlı (1998) ile Sarno (2000) çalışmalarında ortaya koyulmuş olan bulgularla tutarlı olarak, I(1) süreci izlediği anlamına gelmektedir. Tablo 3'teki tüm örnek sonuçlar için, reel döviz kurunun düzeyde durağan olmadığını göstermesine rağmen farkında durağan bulunmuş olması, reel döviz kuru düzeyinin ekonomideki istikrarsızlıklar veri iken, zamanın her noktasında durağan olmamasını gerekli kılmamaktadır. Bu nedenle reel döviz kurunun gerçek dinamiklerini yakalayabilmek için, lokal davranışına bakılması daha uygun bir yaklaşım olacaktır. Zira yukarıda kısaca tartışıldığı üzere, reel döviz kurunun stokastik davranışı incelenirken, Türkiye'nin ekonomik ve politik niteliklerinin dikkate alınmaması araştırmacıları yanlış sonuçlara götürebilecektir. Dolayısıyla da reel döviz kurunda stokastik değişken varyans yapısının gözönünde tutulması gerekmektedir. Bu amaca uygun olarak, çalışmada Markov dönüşümlü bir ADF testinden yararlanılmaktadır. Buna göre model

$$\Delta q_t = a_0(s_t) + b(s_t)q_{t-1} + \sum_{k=1}^p a_k(s_t)\Delta q_{t-k} + u_t \quad (2)$$

$$u_t \sim N(0, \sigma_{st}^2)$$

$$\sigma_{st}^2 = \sigma_0^2(1 - s_t) + \sigma_1^2 s_t, \quad \sigma_1^2 > \sigma_0^2$$

$$\Pr[s_t = 0 | s_{t-1} = 0] = p_0, \quad \Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 1] = p_1$$

şeklinde oluşturulmuştur. Burada s_t gözlemlenmemiş durum değişkenini, $a_0(s_t), \dots, a_p(s_t), b(s_t)$ durum değişkenine bağlı parametreleri, σ_{st}^2 hata teriminin durum değişkenine bağlı varyansını, $\Pr[.]$ ise olasılık fonksiyonunu temsil etmektedir.

Yukarıdaki modelde yer alan gözlemlenmemiş durum değişkeninin, Hamilton (1988) çalışmasındaki gibi, iki rejimli birinci dereceden bir Markov süreci izlediği kabul edilmektedir. Bu açıdan ele alındığında, $s_t=0$ reel döviz kurundaki düşük değişkenliği, $s_t=1$ ise yüksek değişkenliği temsil etmektedir. Dolayısıyla modelde tahmin edilmesi gereken parametreler $t=1,2,\dots,T$ için $a_0(s_t), \dots, a_p(s_t), b(s_t), p_0, p_1, \sigma_0^2, \sigma_1^2$ ve s_t değerleridir.⁶ Veri yaratım sürecinin nerede değiştiğini gösteriyor olması nedeniyle, gözlemlenmemiş durum değişkeni s_t 'nin tahmini özel bir önem taşımaktadır. Zira tahmin edilen s_t değerleriyle birlikte, ADF regresyonu katsayılarından yararlanılarak veri yaratım sürecinin durağan olduğu ve olmadığı dönemlerin belirlenmesi mümkündür. Ancak modelin tahmin aşamasından önce gecikme uzunluğu p 'nin belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla, Δq_t için geleneksel ADF regresyonuna uygulanan standart Akaike ve Schwartz bilgi kriterlerine göre gecikme uzunluğu 2 olarak seçilmiştir.

Gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiş olan modelin tahmini Bayesyen analiz yöntemlerinden birisi olan Gibbs örnekleme ile yapılmıştır.⁷ Bayesyen Gibbs örnekleme yöntemi, parametrelerin uygun ön dağılımlara sahip rassal değişkenler olarak ele alındığı ve bileşik dağılım fonksiyonunun bilinmesine gerek kalmadan parametre tahminlerinin oluşturulması amacıyla kullanıldığı bir yöntemdir. Bu bağlamda yukarıda verilmiş olan (2) no'lu modelin Gibbs örnekleme yoluyla elde edilmiş olan tahmin sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.⁸

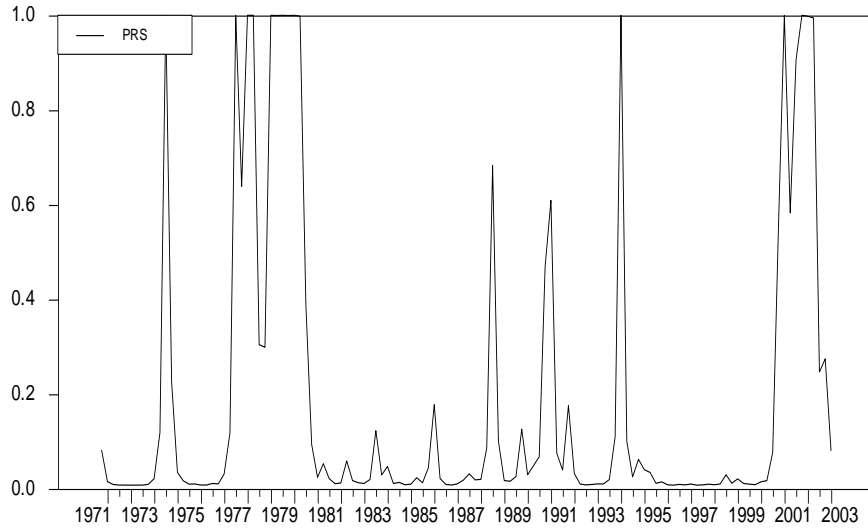
Tablo-4: Gibbs Örnekleme Tahmin Sonuçları

	Ön Dağılım		Son Dağılım		
	Ortalama	St.sapma	Ortalama	St.sapma	%95 güven aralığı
$a_0(s_t=0)$	0	1	0.0062	0.0039	(-0.0092, 0.0204)
$a_0(s_t=1)$	0	1	-0.0163	0.0591	(-0.3614, 0.2415)
$a_1(s_t=0)$	0	1	0.1160	0.0579	(-0.1842, 0.3987)
$a_1(s_t=1)$	0	1	-0.3734	0.3042	(-1.6149, 1.1564)
$a_2(s_t=0)$	0	1	0.0387	0.0475	(-0.1261, 0.2391)
$a_2(s_t=1)$	0	1	-0.4025	0.3713	(-2.0464, 1.1521)
$b(s_t=0)$	0	1	-0.0821	0.0172	(-0.1538, -0.1123)
$b(s_t=1)$	0	1	-0.0707	0.1623	(-0.8723, 0.7498)
p_0	0.5	0.125	0.9119	0.0402	(0.6760, 0.9943)
p_1	0.5	0.125	0.6436	0.1327	(0.1859, 0.9788)
σ_0^2	-	-	0.0013	2.7366×10^{-4}	(0.0005, 0.0024)
σ_1^2	-	-	0.0625	0.0258	(0.1197, 0.3177)

Not: σ_0^2 ve σ_1^2 için belirsiz ön dağılım yapısı kullanılmıştır.

Tablo 4 her bir parametre için gerek ön dağılım gerekse de son dağılımların ortalama ve standart sapma değerlerini vermektedir. Tablo incelenecek olursa, düşük değişkenlik rejimi için b katsayısının ortalama ve standart sapma değerlerinin sırasıyla -0.0821 ve 0.0172 şeklinde tahmin edilmiş olduğu görülmektedir. Bu bulgu söz konusu tahminin anlamlı olarak sıfırdan farklı ve negatif bir sayı olduğunu göstermektedir. Yüksek değişkenlik rejimi için b katsayısının ortalama ve standart sapma değerlerinin ise, sırasıyla -0.0707 ve 0.1623 şeklinde tahmin edilmiş olduğu görülmektedir. Bu bulgu söz konusu tahminin sıfırdan anlamlı biçimde farklı olmadığı anlamına gelmektedir. Dolayısıyla elde edilmiş olan bu sonuçlar, reel döviz kurunun düşük değişkenlik rejiminde durağan iken yüksek değişkenlik rejiminde durağan olmadığını ifade etmektedir.

Şekil-2: Yüksek Değişkenlik Rejiminin Olasılık Değerleri.



Şekil 2 yüksek değişkenlik rejimine ait olasılık tahmin sonuçlarını vermektedir. Şekilden açıkça görüldüğü üzere, yüksek değişkenlik rejimi olasılıkları sık hükümet değişikliklerinin yaşandığı ve ekonomik politikaların iyi yönetilemediği politik istikrarsızlık dönemlerine uygun düşmektedir. Örneğin Tablo 1 tekrar incelenecek olursa, 1991-1993 döneminde üç hükümet değişikliği yaşanmıştır. Buradan hareketle, satın alma gücü paritesinde meydana gelen sapmalarda yüksek değişkenliğe neden olan temel faktörün makroekonomik istikrarsızlıkların yanında, politik istikrarsızlıklar olduğu da söylenebilir. Zira hükümetlerin birinci amacının uygun politikalar izleyerek sosyal refahı artırmaktan çok, iktidarda kalmak olduğuna önemli bir örnek teşkil

eden 1991-1993 dönemindeki deneyimler, çalışmanın bulgularını desteklemektedir. Esas olarak politik kaygılarla hareket eden hükümetler, satın alma gücü paritesinden sapmaları gidermeye yönelik gerekli politika önlemlerini alamamışlardır. Örneğin hükümetler nominal faiz oranları ve döviz kurlarını baskı altında tutarak, söz konusu değişkenlerin ekonominin dinamiklerine uygun bir biçimde dalgalanmalarına izin verilmesi gerektiğini görmezden gelmişlerdir.

SONUÇ

Çalışmada Türkiye'de reel döviz kurunun stokastik davranışı, Markov-dönüşümlü bir ADF modelinin Bayesyen Gibbs örneklemesiyle analiz edilmektedir. Çalışmada elde edilmiş olan temel bulgu, reel döviz kurunun düşük değişkenlik dönemlerinde durağan, yüksek değişkenliğin yaşandığı dönemlerde ise durağan olmadığı şeklindedir. Türkiye örneğinde, reel döviz kurunun durağanlık niteliklerinde değişiklik yaratan temel faktörün ise, kötü yönetilen ekonomik politikalarla birlikte politik istikrarsızlıklar olduğu söylenebilir. Bununla birlikte, sık hükümet değişiklikleri sonucunda oluşan politik istikrarsızlığın, satın alma gücü paritesinde önemli sapmalara neden olduğu ortaya çıkmaktadır.

NOTLAR

-
- ¹ Çalışmada yabancı ülke olarak Amerika Birleşik Devletleri (ABD) tanımlanmaktadır.
- ² Örneğin bkz. Caporale vd. (2003) ile Frankel ve Rose (1996).
- ³ 1970-1980 döneminde TÜFE enflasyon oranı, 1970'deki % 8.5 minimum ve 1979'daki % 75.6 maksimum değer ile, ortalama % 27 olarak gerçekleşmiştir.
- ⁴ 1978-1979 arası bir yıllık dönemde üç hükümet değişikliğinin yaşanmış olması politik istikrarsızlığın esas nedeni olarak ele alınmaktadır.
- ⁵ 5 Nisan 1994 tarihinde 23.031, 84 TL olan ABD doları alış fiyatı 6 nisan 1994 tarihinde 31.988,89 TL olmuştur (Kaynak: Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası).
- ⁶ T gözlem sayısını temsil etmektedir.
- ⁷ Gibbs örnekleme tekniğine ilişkin ayrıntılı açıklamalar için bakınız Albert ve Chib (1993), Carter ve Kohn (1994), Casella ve George (1992), Gelfand ve Smith (1990).
- ⁸ Modelin tahmin aşamasında 10.000 iterasyon gerçekleştirilmiş ve yakınsama amacıyla ilk 4.000 iterasyon kullanılmıştır.

KAYNAKÇA

- Albert, J.H. and S. Chib (1993) "Bayes Inference via Gibbs Sampling of Autoregressive Time Series subject to Markov Mean and Variance Shifts", **Journal of Business and Economic Statistics**, 11, 1-15.
- Caporale, G.M., P. Nikitas, and P. Sakellis (2003) "Testing for PPP: The Erratic Behaviour of Unit Root Tests", **Economics Letters**, 80, 277-284.
- Carter, C.K. and P. Kohn (1994) "On Gibbs Sampling for State Space Models", **Biometrika**, 81, 541-553.
- Casella, G. and E.I. George (1992) "Explaining the Gibbs Sampler", **The American Statistician**, 46, 167-174.
- Erlat, H. (2004) "Unit Roots or Nonlinear Stationarity in Turkish Real Exchange Rates", **Applied Economics Letters**, 11, 645-650.
- Frankel, J.A. and A.K. Rose (1996) "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion within and Between Countries", **Journal of International Economics**, 40, 229-240.
- Gelfand, A.E. and A.F.M. Smith (1990) "Sampling-based Approaches to Calculating Marginal Densities", **Journal of the American Statistical Association**, 85, 398-409.
- Hamilton, J.D. (1988) "Rational Expectations Econometric Analysis of Changes in Regimes: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, 385-432.
- Kanas, A. and M. Genius (2005) "Regime (Non)stationarity in the US/UK Real Exchange Rate", **Economics Letters**, 87, 407-413.
- Sarno, L. (2000) "Real Exchange Rate Behaviour in High Inflation Countries: Empirical Evidence from Turkey, 1980-1997", **Applied Economics Letters**, 7, 285-291.
- Telatar, E. and H. Kazdagli (1998) "Re-examine the Long-run Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: The Case of Turkey 1980-93", **Applied Economics Letters**, 5, 51-53.
- Yazgan, E. (2003) "The Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: A Re-examination of the Case of Turkey", **Applied Economics Letters**, 10, 143-147.