

Reel ve Nominal Şokların Reel ve Nominal Döviz Kurları Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği

Ahmet Murat ALPER*

Özet

Bu çalışma Türkiye'deki reel döviz kuru dalgalanmalarının kaynaklarını açıklamayı amaçlamaktadır. Bu amaçla, Lastrapes'in (1992) iki boyutlu modelinin ruhuna uygun olarak, reel ve nominal döviz kurlarındaki değişim oranlarının içsel değişken olarak yer aldığı iki değişkenli SVAR modeli belirlenmekte ve reel ile nominal şoklar olmak üzere iki tür yapısal şok tanımlanmaktadır. Blanchard ve Quah'ın (1989) öncüsü olduğu yaklaşım kullanılarak, nominal şokların reel döviz kuru üzerinde kalıcı etkisi olmadığı varsayımı yapılmaktadır. Sonuçlar, Erilat ve Erilat'ın (1998) önceki çalışmasından farklı olarak, nominal şokların reel döviz kuru dalgalanmalarına yaptığı katkı ile reel şokların nominal döviz kuru dalgalanmalarına yaptığı katkının ihmal edilemeyeceğine işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: *Reel Döviz Kuru Dalgalanmaları, Reel ve Nominal Şoklar, Yapısal Vektör Otoregresyon, Türkiye*

JEL Sınıflaması: *C32, F31, F41*

Abstract - The Effects of Real and Nominal Shocks on Real and Nominal Exchange Rates: The Case of Turkey

This paper aims to explain the sources of real exchange rate fluctuations in Turkey. For this purpose, a bivariate SVAR model with the rates of change in the real and in the nominal exchange rates as endogenous variables is specified, and two types of structural shocks are identified as real and nominal shocks in the spirit of two dimensional model of Lastrapes (1992). Using the approach pioneered by Blanchard and Quah (1989), it is assumed that nominal shocks have no permanent effect on the real exchange rate. The results indicate that unlike the previous study of Erilat and Erilat (1998), the contribution of nominal shocks to real exchange rate fluctuations and the contribution of real shocks to nominal exchange rate are not negligible.

Keywords: *Real Exchange Rate Fluctuations, Real and Nominal Shocks, Structural Vector Autoregression, Turkey*

JEL Classification: *C32, F31, F41*

* Dr., Uzman, T.C. Merkez Bankası

Bu çalışmada belirtilen görüşler yazarına ait olup, T.C. Merkez Bankasının görüşlerini yansıtmamaktadır.

1. Giriş

Bretton Woods sisteminin 1970'li yılların başlarında terk edilmesinin ardından reel döviz kurlarındaki dalgalanmaların dikkate değer bir ölçüde artması, iktisatçıları ve politika yapıcılarını söz konusu dalgalanmaların kaynaklarını araştırmaya yöneltmiştir. Literatürde, bu konuda iki farklı görüş bulunmaktadır: Kökeni Mundell (1962), Fleming (1962) ile Dornbusch'un (1976) çalışmalarına dayanan ve Mussa (1986) tarafından geliştirilen ilk yaklaşım olan dengesizlik görüşü (*disequilibrium view*), döviz kuru oynaklığının büyük bir bölümünün başta döviz piyasaları olmak üzere mali piyasalardaki bozulmalardan veya nominal şoklardan kaynaklandığını ve bu nedenle nominal döviz kurunun şokların etkisini yayan (*propagator of shocks*) bir özelliğe sahip olduğunu savunmaktadır. Stockman (1980, 1983, 1988) tarafından ortaya atılan ve Lucas (1982) ile Svensson (1985) tarafından da farklı şekillerde ele alınan bir diğer yaklaşım olan denge görüşü (*equilibrium view*) ise, reel döviz kurundaki dalgalanmaların reel şoklardan kaynaklandığını ve bu nedenle nominal döviz kurunun şokların etkisini soğutan (*absorber of shocks*) bir özelliğe sahip olduğunu iddia etmektedir. Buna göre, dengesizlik görüşü sabit döviz kuru sisteminin reel ekonomiyi nominal şoklar karşısında koruma anlamında bir kalkan görevini üstlendiğini, denge görüşü ise esnek döviz kuru sistemini terk eden ülkelerin reel ekonomik büyüklüklerin istikrarının sağlanması noktasında görece olarak bir maliyetle karşılaşacağını ileri sürmektedir.

Literatürde, döviz kurlarında görülen dalgalanmaların kaynaklarının, çoğunlukla, Blanchard ve Quah (1989) tarafından uzun dönemli kısıtlamalara yönelik olarak geliştirilen yöntemin yapısal vektör otoregresyon (*structural vector autoregression, SVAR*) modeli çerçevesinde kullanılarak açıklanmaya çalışıldığı görülmektedir. Bu çalışmanın da içinde olduğu SVAR modelini temel alan çalışmalar, Lastrapes (1992) ile Clarida ve Galí (1994) tarafından geliştirilen iki özgün model temelinde yapılmaktadır. Lastrapes modelinde, reel ve nominal döviz kurları olmak üzere iki değişkenin yer aldığı SVAR modelinde şoklardan birincisi 'reel', ikinci ise 'nominal' şok olarak tanımlanmakta ve reel şokların ekonominin arz ve talep tarafından kaynaklanması nedeniyle uzun dönemde hem reel hem de nominal döviz kurunu etkilediği, para arzındaki değişimlerin neden olduğu nominal şokların ise sadece nominal döviz kuru üzerinde uzun dönemli etkiye sahip olduğu kabul edilmektedir.

Lastrapes (1992), söz konusu model çerçevesinde reel döviz kurlarında görülen dalgalanmaların büyük bir kısmının reel şoklardan kaynaklandığı sonucuna ulaşmıştır. Lastrapes'i takip eden diğer yazarlardan Chen ve Wu (1997), Enders ve Lee (1997), Erlat ve Erlat (1998), Brahmasrene ve Jiranyakul (2004), Chowdhury (2004), Moore ve Pentecost (2006), Ha vd. (2007), Ok vd. (2010), Moura ve Da Silva (2011) ile Nasir ve Malik (2011) de reel şokların önemini ortaya koymuşlardır¹. Morales-Zumaquero (2006) ise, ele aldığı ülkelerin bir kısmında reel şokların, bir kısmında nominal şokların baskın olduğuna dair bulgular elde etmiştir.

İkinci özgün model olan Clarida-Galí modeli ise, temeli Dornbusch (1976), Branson (1979), Flood (1981), Mussa (1982), Obstfeld (1985) ve McCallum (1989) tarafından atılan rasyonel bekleyişlerin geçerli olduğu, iki açık ülkenin yer aldığı, üç stokastik denklemden oluşan makro bir modele dayanmaktadır. Söz konusu modelde, reel ve nominal şokların etkisi yine SVAR modeli çerçevesinde incelenmekte, ancak Lastrapes modelinden farklı olarak, değişken sayısı, görelî üretim düzeyi, reel döviz kuru ve görelî fiyat düzeyi olmak üzere üçe çıkarılmakta; reel şoklar ise toplam arz ve toplam talep şokları olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Buna göre, uzun dönemde görelî üretim düzeyinin sadece toplam arz şokundan, reel döviz kuru toplam arz ve toplam talep şoklarından, görelî fiyat düzeyinin ise toplam arz, toplam talep ve nominal şokların tümünden etkilendiği varsayımı yapılmaktadır. Clarida ve Galí (1994), söz konusu model yardımıyla, ele aldığı dört gelişmiş ülkenin ikisi için nominal şokların, diğer ikisi için de reel şokların, reel döviz kurlarındaki değişimlerin açıklanmasında önemli bir paya sahip olduğunu tespit ederek nominal şokların önemine dikkat çekmiştir. Söz konusu modeli uygulayan Chadha ve Prasad (1997), Thomas (1997), Astley ve Garrant (2000), Funke (2000), Döpke vd. (2001), Detken vd. (2002), Karunaratne (2002), Zhang vd. (2004), Wang (2005), Meurers (2006), Sfia (2006), Hamori ve Hamori (2007), Ahmad ve Pentecost (2009), Inoue ve Hamori (2009), Stařka-Gawrysiak (2009) ile Juvenal (2009) reel şokların; Bhundia ve Gottschalk (2003), Borghijs ve Kuijs (2004), Chen (2004) ile Kim ve Lee (2008) ise nominal şokların etkin olduğunu ileri sürmüşlerdir.

¹ Kimi yazarlar, temelde, Lastrapes modelini uygulamakla birlikte nominal döviz kuru yerine görelî fiyat düzeyi, görelî reel faiz oranı ve cari işlemler dengesi gibi başka değişkenleri kullanmışlardır. Bu çalışmalardan, görelî fiyat düzeyi verisini kullanan Aleisa ve Diboođlu (2002) ile cari işlemler dengesi verisini kullanan Lee ve Chinn (2006) reel döviz kurlarındaki dalgalanmaların asıl sebebinin reel şoklar olduğu sonucuna varırken, görelî fiyat düzeyini kullanan Diboođlu ve Kutan (2001) incelediği iki ülkenin birinde reel şokların, diğerinde ise nominal şokların etkin olduğunu tespit etmiş, görelî reel faiz oranını kullanan Soto (2003) ise kısa dönemde nominal şokların, uzun dönemde ise reel şokların önemini vurgulamıştır. Bir diğer yazar olan Borghijs ve Kuijs (2004) ise, nominal döviz kuru ile birlikte reel döviz kuru yerine görelî üretim düzeyi kullanmış ve nominal şokların önemine dikkat çekmiştir.

Stażka (2006) da, ele aldığı ülkelerin bir kısmında reel şokların, bir kısmında ise nominal şokların daha önemli olduğunu ortaya koymuştur. Khan vd. (2010) ise, kısa dönemde nominal şokların, uzun dönemde ise reel şokların daha etkin olduğuna dair bulgular elde etmiştir².

Türkiye verileri kullanılarak döviz kurlarının belirlenmesine yönelik olarak pek çok çalışma yapılmasına karşın, döviz kurlarındaki dalgalanmaların kaynakları bilindiği kadarıyla sadece Erlat ve Erlat (1998) tarafından araştırılmıştır. Lastrapes modelinin temel alındığı bu çalışmada 1980 yılının ilk çeyreği ile 1993 yılının son çeyreği arası dönem için fiyat düzeyi olarak tüketici fiyatı alınmış, döviz kurları ise Türkiye'nin dış ticaretinde en fazla payı olan ABD, Almanya, Fransa, İtalya, İngiltere, Hollanda, Japonya ve Suudi Arabistan ile bu sekiz ülkenin oluşturduğu sepet için tanımlanmıştır. Erlat ve Erlat (1998), söz konusu çalışmasında üç önemli sonuca ulaşmıştır: (i) Reel döviz kurlarında görülen dalgalanmaların asıl kaynağı reel şoklar iken, nominal döviz kurlarında görülen dalgalanmaların kaynakları ise nominal şoklardır. (ii) Reel şokların reel döviz kurlarında yol açtığı dalgalanmalar nominal döviz kurlarındaki değişimlerin aksine görece fiyatlardaki değişimlerin etkisiyle ortaya çıkmaktadır. (iii) Nominal ve reel döviz kurlarının kalıcı değerlerine dönmesi üç ila dört yıl arasında değişmektedir.

Bu çalışmada ise, Erlat ve Erlat (1998) tarafından yapılan çalışmada olduğu gibi döviz kurlarının Türkiye'deki dalgalanmalarının kaynakları Lastrapes modeli çerçevesinde incelenmiştir. Bununla birlikte, Erlat ve Erlat'tan (1998) farklı olarak reel döviz kurları farklı fiyat düzeyleri ile tanımlanmış ve daha uzun veri seti ile çalışılmıştır. Bu çerçevede, üç temel soruya yanıt aranmıştır: (i) Reel döviz kurunun farklı fiyat düzeyleri için tanımlanması ne gibi sonuçlara yol açmaktadır?

² Bazı yazarların Clarida-Gali modelini oluşturan değişkenlerin sayısını incelemeye konu ettikleri ülkelerin yapısal koşullarını dikkate alarak artırdıkları görülmektedir. Nitekim, Alexius (2001) ve Bjørnland (2004) petrol fiyatını, Huang ve Suchada (2003) net sermaye girişini, Stażka-Gawrysiak (2009) ise mali piyasa endeksini Clarida-Gali modeline dördüncü değişken olarak dahil etmiş ve reel şokların önemli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Dördüncü değişken olarak görece faiz oranlarını ekleyen Farrant ve Peersman (2006) ise, nominal şokların önemini vurgulamıştır. Detken vd. (2002) ise, görece işgücünü, görece kamu harcamalarını ve görece faiz oranını ilave ederek Clarida-Gali modelini genişletmiş ve reel şokların döviz kurlarında görülen dalgalanmaların büyük kısmını açıkladığı sonucuna ulaşmıştır. Lastrapes ile Clarida-Gali modellerinin haricinde Rogers (1998) reel şokları mali, toplam arz ve toplam talep şokları olarak üçe, nominal şokları ise parasal taban ve para çarpanı şokları olarak ikiye ayırarak, beş değişkenli SVAR modeli yardımıyla reel döviz kurlarındaki değişimleri incelemiş ve söz konusu değişimlerin büyük bir kısmının nominal şoklardan kaynaklandığını tespit etmiştir. Rogers'ın çalışmasını takip eden Chen (2004) de, nominal şokların önemine değinmiştir. Weber (1999), yine beş değişkenli SVAR modeli çerçevesinde işgücü piyasası, toplam arz ve toplam talep şoklarını reel şoklar, para talebi ve para arzı şoklarını ise nominal şoklar olarak tanımlayarak reel şokların nominal şoklardan daha baskın olduğu yönünde bir sonuç elde etmiştir. An ve Kim (2010), petrol fiyatları, görece üretim düzeyi, reel döviz kuru, nominal döviz kuru ve görece nominal faiz oranını kullanarak formüle ettiği beş değişkenli SVAR modeli yardımıyla reel şokların önemine dikkat çekmiştir. Tien (2009) ise, değişken sayısını sekize çıkartarak formüle ettiği model çerçevesinde nominal şokların reel döviz kurundaki değişimi açıklama gücünün düşük olduğunu belirlemiştir.

Sonuçlar farklılaşmakta mıdır? (ii) Veri setinin günümüze taşınması sonuçları değiştirmekte midir? Halen reel döviz kurundaki değişimler reel şoklardan, nominal döviz kurundaki değişimler ise nominal şoklardan mı kaynaklanmaktadır? (iii) 1993 yılından sonra yaşanan iki büyük ekonomik kriz ile politika değişikliklerinin sonuçlar üzerinde etkisi var mıdır? Yapısal kırılmalar gözlemlenmekte midir?

Söz konusu üç soruya yanıt aranması amacıyla bu çalışma beş bölüme ayrılmış olup, ikinci bölüm teorik değerlendirmelere, üçüncü bölüm ise kullanılan ekonometrik yöntemlere ayrılmış, dördüncü bölümde ekonometrik bulgulara yer verilmiş, beşinci bölümde de elde edilen sonuçlar değerlendirilmiştir.

2. Teorik Değerlendirmeler

Uluslararası iktisat literatüründe, reel ve nominal döviz kurları üzerinde etkisi bulunan şoklar, en genel anlamıyla, reel ve nominal şoklar olmak üzere ikiye ayrılmaktadır³. Reel şokların, ekonominin talep veya arz tarafından kaynaklanabileceği ve bu şokların gerek reel gerekse nominal döviz kurları üzerindeki etkilerinin kalıcı olacağı kabul edilmektedir. Bununla birlikte, para arzındaki kalıcı değişimler gibi nominal şokların, nominal döviz kuru üzerinde kalıcı bir değişime yol açacağı, ancak reel döviz kuru üzerindeki etkisinin geçici olduğu ve bu etkinin uzun dönemde kaybolacağı ileri sürülmektedir.

Ender ve Lee (1997), reel ve nominal şokların, reel ve nominal döviz kurları üzerindeki etkilerini Dornbusch (1976) tarafından küçük açık ekonomiler için geliştirilen model yardımıyla açıklamaya çalışmıştır. Söz konusu model,

$$m_t = p_t + y_t - \lambda i_t, \quad \lambda > 0 \quad (1)$$

$$i_t = i_t^* + E_t [s_{t+1} - s_t] \quad (2)$$

$$d_t = \tau y_t + \delta q_t + g_t - \sigma i_t - y_t, \quad 0 < \tau < 1; \delta, \sigma > 0 \quad (3)$$

$$p_{t+1} - p_t = \pi d_t, \quad \pi > 0 \quad (4)$$

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (5)$$

³ Bazı çalışmalarda yapısal şokların farklı isimlerle anıldığı görülmektedir. Reel ve nominal şoklar, sırasıyla, Borghijs ve Kuijs (2004) tarafından nötr olmayan (*non-neutral*) ve nötr (*neutral*) şoklar, Lee ve Chinn (2006) ile Moore ve Pentecost (2006) tarafından kalıcı (*permanent*) ve geçici (*temporary*) şoklar, Ha vd. (2007) tarafından ise temel (*fundamental*) ve temel olmayan (*non-fundamental*) şoklar şeklinde adlandırılmaktadır.

şeklinde beş temel eşitlikten oluşmaktadır ki burada üst simge (*) işareti yurt dışı ekonomiye ait değişkenleri gösterir ve faiz oranları dışındaki tüm değişkenler logaritmik formda iken, m_t para arzını, p_t fiyatı, y_t üretimi, i_t faiz oranını, s_t bir birim yabancı para biriminin yerli para birimi karşılığı şeklinde ifade edilen nominal döviz kurunu, d_t yerli mallar üzerindeki talep fazlası baskısını, q_t reel döviz kurunu, g_t ise başta kamu harcamaları olmak üzere toplam talebi artıran herhangi bir değişkeni temsil etmektedir.

Eşitlik (1) yurt içi para arzına eşit olan yurt içi para talebinin yurt içi fiyat ve yurt içi üretim ile pozitif, yurt içi faiz oranı ile de negatif yönlü bir ilişkisi olduğu varsayımına dayanmaktadır. Eşitlik (2) yurt içi faiz oranının, yurt dışı faiz oranı ile yerli paranın beklenen değer kaybı oranının toplamına eşit olduğunu gösteren kapsanmamış faiz paritesini (*uncovered interest parity*) ifade etmektedir. Eşitlik (3) talep baskısı $\left[\tau y_t + \delta (s_t + p_t^* - p_t) + g_t - \sigma i_t \right]$ ile yurt içi üretim arasındaki fark olarak nitelendirilen talep fazlası baskısını göstermektedir ki burada talep baskısı üzerinde yurt içi üretim, reel döviz kuru ve kamu harcamalarının pozitif, yurt içi faiz oranının ise negatif etkisi bulunmaktadır. Eşitlik (4) fiyatın intibak sürecini göstermektedir. Buna göre, talep fazlası baskısının artması yurt içi fiyatın yükselmesine yol açmaktadır. Eşitlik (5) ise reel döviz kurunu tanımlamakta olup, reel döviz kurunun artması, yerli para biriminin reel olarak değer kaybetmesi anlamına gelmektedir.

Söz konusu modelde çözüme ulaşmak üzere, dışsal olan değişkenlere ait zaman patikalarının belirlenmesi amacıyla,

$$y_{t+1} = y_{t+1} + \epsilon_{y_{t+1}} \quad (6)$$

$$g_{t+1} = g_{t+1} + \epsilon_{g_{t+1}} \quad (7)$$

$$m_{t+1} = m_{t+1} + \epsilon_{m_{t+1}} \quad (8)$$

$$p_{t+1}^* = p_t^* = \dots = 0 \quad (9)$$

şeklinde dört varsayımda bulunmaktadır ki burada $\epsilon_{y_{t+1}}$ ve $\epsilon_{g_{t+1}}$, sırasıyla, reel şoklar olarak gelir ve kamu harcamaları şoklarını, $\epsilon_{m_{t+1}}$ ise nominal şok olarak para

şokunu temsil etmektedir. Buna göre, eşitlik (6)-(8) söz konusu şokların sadece kalıcı bileşenlerden oluştuğunu, eşitlik (9) ise yurt dışı fiyatın zaman içinde değişmeyerek sıfır düzeyinde kaldığını göstermektedir.

Uluslararası ekonomi literatüründe yer alan çoğu model gibi, dünya ekonomisinin iki küçük açık ekonomiden oluştuğu ve davranışsal parametrelerin de bu ülkeler için özdeş olduğu $(\lambda, \tau, \delta, \sigma, \pi)$ varsayımının yapılması durumunda, yurt içi ekonomiye ait değişkenler yurt dışı ekonomiye kıyasla görece büyüklükler olarak tanımlanabilmektedir. Bu durumda, m_t yurt içi ile yurt dışı para arzı farkını, y_t yurt içi ve yurt dışı üretim farkını, i_t yurt içi ve yurt dışı faiz oranı farkını göstermektedir. p_t ise yurt içi ile yurt dışı fiyat farkını temsil etmekte olup, yurt dışı fiyatın da içsel değişken olarak nitelendirilmesinden ötürü eşitlik (9)'u kullanmak gereksiz hale gelmektedir. Buna göre, p_0 başlangıçtaki görece fiyatı gösterirken, eşitlik (1)-(8) yardımıyla, nominal ve reel döviz kurlarına ilişkin zaman patikası,

$$s_t = \beta_0 (\beta_1)^t p_0 + \beta_0 (1 - \beta_1) \sum_{k=1}^t (\beta_1)^{k-1} [m_{k-1} - y_{k-1}] + (1 - \beta_0) m_t + \beta_2 y_t - g_t / \delta \quad (10)$$

$$q_t = (\beta_0 - 1) (\beta_1)^t p_0 + (\beta_0 - 1) (1 - \beta_1) \sum_{k=1}^t (\beta_1)^{k-1} [m_{k-1} - y_{k-1}] + (1 - \beta_0) m_t + \beta_2 y_t - g_t / \delta \quad (11)$$

şeklinde elde edilmektedir ki burada,

$$\beta_0 = (1/2) \left\{ (1 + \sigma / \lambda \delta) - \left[(1 + \sigma / \lambda \delta)^2 + 4 / \pi \lambda \delta \right]^{1/2} \right\} < 0, \quad \beta_1 = 1 + 1 / \lambda \beta_0,$$

$$\beta_2 = (1 - \tau) / \delta + \sigma / \lambda \delta + 1 / \beta_0 \pi \delta \lambda \text{ ve varsayım gereği } |\beta_0| < 1, |\beta_1| < 1 \text{ 'dir.}$$

Eşitlik (10)-(11) yardımıyla elde edilen nominal ve reel döviz kurlarına ait zaman patikaları, nominal ve reel şokların etkilerinin incelenmesini mümkün kılmaktadır. Nominal şok olarak para arzı artışı ele alındığında,

$$ds_t / dm_t = dq_t / dm_t = (1 - \beta_0) > 0 \quad (12)$$

sonucu elde edilmektedir ki bu durum nominal şokların gerek reel gerekse nominal döviz kuru üzerinde kısa dönemde etkisi olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte,

$$\lim_{j \rightarrow \infty} ds_{t+j}/dm_t = \beta_0 (1 - \beta_1) \sum_{k=1}^{\infty} (\beta_1)^{k-1} + (1 - \beta_0) = 1 \quad (13)$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} dq_{t+j}/dm_t = (\beta_0 - 1)(1 - \beta_1) \sum_{k=1}^{\infty} (\beta_1)^{k-1} + (1 - \beta_0) = 0 \quad (14)$$

şeklinde ulaşılan sonuç, uzun dönemde, nominal şokların reel döviz kuru üzerindeki etkisinin kaybolduğunu, nominal döviz kuru üzerindeki etkisinin ise devam ettiğini göstermektedir.

Reel şoklar olarak, ilk olarak, gelir şokları incelendiğinde, söz konusu şokların nominal ve reel döviz kurları üzerindeki kısa dönemli etkisinin,

$$ds_t/dy_t = dq_t/dy_t = \beta_2 \quad (15)$$

şeklinde β_2 kadar olduğu görülmektedir. Uzun dönemde de, gelir şokunun, nominal ve reel döviz kurları üzerindeki etkileri,

$$\lim_{j \rightarrow \infty} ds_{t+j}/d \epsilon_{yt} = (1 - \tau)/\delta - 1 \quad (16)$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} dq_{t+j}/d \epsilon_{yt} = (1 - \tau)/\delta > 0 \quad (17)$$

olarak devam etmektedir. Kamu harcamaları şoklarının diğer bir reel şok olarak değerlendirilmesi durumunda, gerek kısa gerekse uzun dönemde, söz konusu şokların

$$ds_t/dg_t = \lim_{j \rightarrow \infty} ds_{t+j}/d \epsilon_{gt} = -1/\delta \quad (18)$$

$$dq_t/dg_t = \lim_{j \rightarrow \infty} dq_{t+j}/d \epsilon_{gt} = -1/\delta \quad (19)$$

şeklinde nominal ve reel döviz kurları üzerindeki etkisinin birbirleriyle özdeş oldukları görülmektedir. Buna göre, reel ve nominal şokların, reel ve nominal döviz kuru üzerinde kısa dönemde etkisinin bulunduğu, ancak nominal şokların uzun dönemde nominal döviz kuru üzerindeki etkisinin devam etmekle birlikte, reel döviz kuru üzerindeki etkisinin kaybolduğu sonucu elde edilmektedir.

3. Ekonometrik Yöntem

Ekonometrik yöntem olarak, Lastrapes'in (1992) çalışması temelinde, düzeyde birim köke sahip olmakla birlikte birinci farkları alınması halinde durağan hale

gelen reel ve nominal döviz kurlarının yer aldığı iki değişkenli SVAR modeli kullanılmıştır. Buna göre, söz konusu SVAR modeli,

$$z_t = A(L)u_t, \quad \text{var}(u_t) = I \quad (20)$$

şeklinde ifade edilmektedir ki burada Δq_t ve Δs_t , sırasıyla, reel ve nominal döviz kurlarının birinci farklarını gösterirken $z_t = [\Delta q_t \quad \Delta s_t]'$ (2×1) boyutlu değişkenler vektörünü, u_{Rt} ve u_{Nt} , sırasıyla, reel şoklar (verimlilik artışı, teknolojik gelişimler, tercihlerdeki değişim vb.) ile nominal şokları (nominal para arzı artışları, devalüasyon vb.) gösterirken $u_t = [u_{Rt} \quad u_{Nt}]'$ (2×1) boyutlu yapısal şoklar vektörünü temsil etmektedir. $A(L)$ ise gecikme operatörü matrisini ifade etmektedir. A_i matrisleri bilinmeyen yapısal katsayıları içermekte olup, u_t matrisinde yer alan yapısal şoklar da gözlenememektedir. Bu nedenle, VAR modeli indirgenmiş formda,

$$z_t = C(L)v_t, \quad \text{var}(v_t) = \Omega, \quad C_0 = I \quad (21)$$

şeklinde yazılarak C_i matrisleri elde edilmektedir.

Eşitlik (20)-(21) yardımıyla,

$$v_t = A_0 u_t \quad (22)$$

$$A_i = C_i A_0, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (23)$$

sonuçlarına ulaşılmaktadır. Eşitlik (23), A_i matrisleri için çözüme ancak A_0 matrisinin bilinmesi halinde ulaşılabileceğine işaret etmektedir. Değişken sayısının (n) iki olması, A_0 matrisi için $n^2 = 4$ kadar kısıtlama getirilmesini gerekli kılmaktadır. Söz konusu kısıtlamalar iki aşamada belirlenmektedir: İlk aşamada, yapısal şokların ortogonal olduğu varsayımı altında $A_0 A_0' = \Omega$ şeklinde edilen varyans-kovaryans matrisi yardımıyla $n(n+1)/2 = 3$ kadar kısıtlama sağlanmaktadır. İkinci aşamada, Blanchard ve Quah (1989) tarafından ileri sürülen yaklaşıma göre, ekonomik teoriye uygun olarak dışsal şokların içsel değişkenler üzerindeki uzun dönemli etkileri dikkate alınarak geriye kalan tek kısıtlama da

$(n(n-1)/2 = 1)$ yerine getirilmektedir⁴. Lastrapes modeline göre, ekonomik teori göz önüne alınarak, nominal şokların uzun dönemde reel döviz kuru üzerinde etkisi olmadığı varsayımı yapılmaktadır. Söz konusu varsayım gereğince, $A(1)$ matrisinin birinci satırının ikinci sütunundaki öge sıfır değerini almaktadır. Buna göre, eşitlik (20)'nin uzun dönemli gösterimi,

$$\begin{bmatrix} \Delta q_t \\ \Delta s_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(1) & 0 \\ A_{21}(1) & A_{22}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{Rt} \\ u_{Nt} \end{bmatrix} \quad (24)$$

şeklinde yazılmaktadır ki burada $A(1) = A_0 + A_1 + \dots$, u_t 'nin z_t üzerindeki uzun dönemli etkisini göstermektedir. Böylece, yapısal şokları içeren u_t vektörü ve A_0 matrisinin belirlenmesiyle elde edilen A_t matrisleri yardımıyla, döviz kurlarında gözlemlenen dalgalanmaların kaynaklarının araştırılabilmesi için etki-tepki fonksiyonları ile varyans ayrıştırma yöntemlerinin uygulanmasına zemin hazırlanmış olmaktadır.

4. Ekonometrik Bulgular

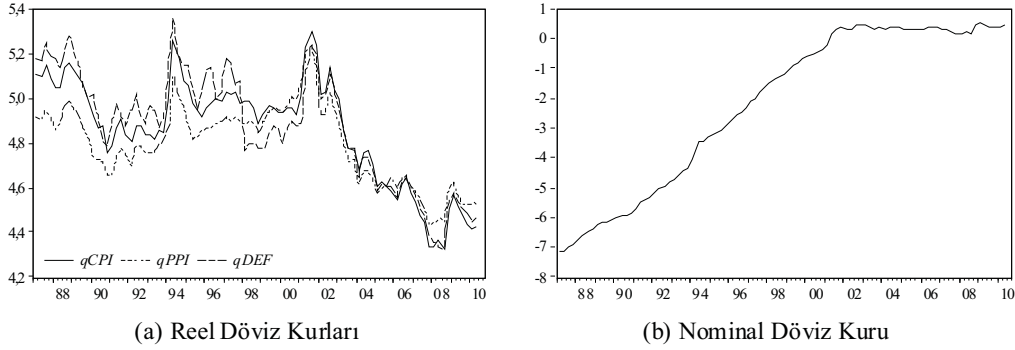
4.1. Veri Seti

Çalışma kapsamında yer alan değişkenlere ilişkin veri seti, 1987:1-2010:2 dönemine ait 94 üç aylık gözlemden oluşmaktadır. Nominal döviz kuru (s) olarak 1 ABD dolarının Türk lirası karşılığının logaritmik değeri kullanılmıştır. Reel döviz kuru (q) ise, p ve p^* , sırasıyla, Türkiye ve ABD'ye ait ilgili fiyat düzeyini gösterirken logaritmik formda $q = s + p^* - p$ formülü yardımıyla 2005 baz yılı için hesaplanmıştır. Fiyat düzeyi olarak; tüketici fiyatları endeksi (CPI), üretici fiyatları endeksi (PPI) ve gayri safi yurt içi hasıla deflatörü (DEF) dikkate alınarak $qCPI$, $qPPI$ ve $qDEF$ olmak üzere üç farklı reel döviz kuru serisi elde edilmiştir. Böylece, üç farklı reel döviz kuru için üç model oluşturulmuş ve döviz kurlarında görülen dalgalanmaların kaynakları bu modeller yardımıyla araştırılmıştır. Hesaplamalarda kullanılan nominal döviz kuru ile fiyat düzeyleri Uluslararası Para Fonundan temin

⁴ Literatürde, Blanchard-Quah yaklaşımı dışında farklı kısıtlama yöntemleri de bulunmaktadır. Nitekim, Bernanke (1986), Blanchard ve Watson (1986) ile Sims (1986) eşanlı kısıtlamaların, Galí (1992) eşanlı ve uzun dönemli kısıtlamaların birlikte, King vd. (1991), Gonzalo ve Ng (2001) ile Garrant (2003) ise eşbütünleşmeye dayalı kısıtlamaların getirilmesini önermektedirler. Shapiro ve Watson (1988) da, Blanchard-Quah yaklaşımından farklı bir şekilde uzun dönemli kısıtlamaların konulması gerektiğini ileri sürmektedir.

edilmiştir. Reel ve nominal döviz kurlarının zaman içindeki hareketleri Grafik 1’de yer almaktadır.

Grafik 1: Reel Döviz Kurları ve Nominal Döviz Kuru



Tablo 1’de döviz kurlarının birinci farklarına ilişkin tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. Buna göre, döviz kurunda görülen ortalama nominal değer kaybının, Türkiye’nin ABD’ye nazaran daha yüksek enflasyon oranlarına sahip olması nedeniyle ortalama reel değer kaybından daha büyük olduğu görülmektedir. Benzer şekilde, nominal döviz kuru oynaklığı da, reel döviz kuru oynaklıklarından daha yüksektir. Diğer yandan, çarpıklıklarının 0’dan, basıklıklarının ise 3’ten büyük olması nedeniyle nominal ve reel döviz kurları sivri bir yapıya sahip olup, normal dağılmamaktadır. Nitekim, Jarque-Bera test istatistikleri de normal dağılıma sahip olmadıklarını doğrulamaktadır.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

	Δs	$\Delta qCPI$	$\Delta qPPI$	$\Delta qDEF$
Ortalama	0,082	-0,007	-0,004	-0,008
Standart Hata	0,104	0,072	0,060	0,088
Çarpıklık	1,489	0,936	0,307	0,187
Basıklık	9,391	5,992	6,142	4,723
Jarque-Bera	192,7	48,26	39,72	12,04
Olasılık	0,000	0,000	0,000	0,000

Notlar. (1) Δ işareti birinci fark operatörünü göstermektedir. (2) Dönem aralığı 1987Q1-2010Q2’dir.

Tablo 2 döviz kurları ile fiyat düzeylerinin birinci farkları arasındaki korelasyonu göstermektedir. Buna göre, çeyrek dönemler itibarıyla yaşanan değişimler dikkate alındığında nominal döviz kuru ile reel döviz kurları arasında pozitif bir ilişki

bulunmaktadır. Diğer yandan, döviz kurunun nominal değer kayıpları ile reel değer artışları, enflasyon oranları ile birlikte hareket etmektedir.

Tablo 2: Korelasyon Matrisleri

	Model I			Model II			Model III		
	Δq	Δs	Δp	Δq	Δs	Δp	Δq	Δs	Δp
Δq	1,000	0,649	-0,014	1,000	0,587	-0,005	1,000	0,542	-0,280
Δs	0,649	1,000	0,696	0,587	1,000	0,712	0,542	1,000	0,568
Δp	-0,014	0,696	1,000	-0,005	0,712	1,000	-0,280	0,568	1,000

Notlar: (1) Δ işareti birinci fark operatörünü göstermektedir. (2) Reel döviz kuru (q) ile Türkiye'ye ait fiyat düzeyi (p) olarak, sırasıyla, Model I için $qCPI$ ve CPI ; Model II için $qPPI$ ve PPI ; Model III için de $qDEF$ ve DEF kullanılmıştır. (3) Dönem aralığı 1987Q1-2010Q2'dir.

4.2. Durağanlık ve Eşbütünlüğe Analizleri

SVAR modelinde, kullanılan değişkenlerin öncelikle durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle, Genişletilmiş Dickey-Fuller (*Augmented Dickey-Fuller, ADF*), Phillips-Perron (*PP*), Dickey-Fuller Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (*Dickey-Fuller Generalized Least Squares, DF-GLS*) ve Ng-Perron (*NP*) birim kök testlerine başvurulmuştur⁵. Tablo 3'ten her dört teste göre üç farklı reel döviz kuru ile nominal döviz kurunun düzeyde birim köke sahip olduğu, birinci farklarının alınması halinde ise durağanlık koşulunu yüzde 1 anlamlılık düzeyinde yerine getirdiği görülmektedir.

⁵ ADF testi (Dickey ve Fuller, 1979, 1981), $\Delta x_t = \delta + \beta t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-i} + u_t$ şeklinde ifade edilen eşitliğin tahmin edilmesine dayanmaktadır ki burada Δ birinci fark operatörünü, x_t incelemeye konu edilen değişkeni, δ sabit terimi, β trende (t) ait katsayıyı, u_t ise akgürültü sürecine sahip hata terimini göstermektedir. $\alpha = 0$ boş hipotezinin reddedilmesi, x_t serisinin durağan olduğu anlamına gelmektedir. PP testi (Phillips ve Perron, 1988), yukarıdaki eşitliğin basit formunda, $\gamma_i = 0$, yer alan α katsayısına ait t oranının değiştirilmesiyle elde edilen Z_α istatistiği yardımıyla uygulanmaktadır. DF-GLS testi (Elliott vd. 1996), yukarıdaki eşitliğin x_t serisinin genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemiyle trendden arındırılarak tahmin edilmesine dayanmaktadır. NP testi (Ng ve Perron, 2001) ise, trendden arındırılan x_t serisi ile PP testinde önerilen Z_α istatistiği yardımıyla elde edilen MZ_α istatistiği dikkate alınarak vanılmaktadır.

Tablo 3: Birim Kök Testi Sonuçları

Testler		Düzy		Birinci Fark	
		Sabit	Sabit & Trend	Sabit	Sabit & Trend
<i>qCPI</i>	ADF	-1,509 (1)	-2,492 (1)	-7,795 (1)*	-7,762 (1)*
	PP	-1,556 (1)	-2,563 (1)	-8,154 (1)*	-8,502 (1)*
	DF-GLS	-0,462 (0)	-2,529 (1)	-7,836 (1)*	-7,825 (1)*
	NP	-3,024 (1)	-13,06 (1)	-75,65 (1)*	-75,77 (1)*
<i>qPPI</i>	ADF	-1,357 (0)	-1,839 (0)	-8,179 (0)*	-8,152 (0)*
	PP	-1,357 (0)	-1,839 (0)	-8,179 (0)*	-8,152 (0)*
	DF-GLS	-1,094 (0)	-1,860 (0)	-8,177 (0)*	-8,203 (0)*
	NP	-3,271 (0)	-6,659 (0)	-44,70 (0)*	-44,78 (0)*
<i>qDEF</i>	ADF	-1,335 (2)	-2,751 (0)	-8,657 (1)*	-8,606 (1)*
	PP	-1,244 (2)	-2,751 (0)	-9,261 (1)*	-9,233 (1)*
	DF-GLS	-0,497 (2)	-2,722 (0)	-8,701 (1)*	-8,692 (1)*
	NP	-1,039 (2)	-13,30 (0)	-85,92 (1)*	-85,88 (1)*
<i>s</i>	ADF	-2,812 (1)	0,478 (1)	-5,939 (0)*	-6,982 (0)*
	PP	-2,859 (1)	0,593 (1)	-5,939 (0)*	-6,982 (0)*
	DF-GLS	0,948 (1)	-0,039 (1)	-5,881 (0)*	-6,450 (0)*
	NP	0,936 (1)	0,712 (1)	-36,45 (0)*	-37,20 (0)*

Notlar: (1) Kritik değerler ADF, PP ve DF-GLS testleri için MacKinnon (1996), NP testi için de Ng ve Perron (2001) tarafından hazırlanan tablolardan alınmıştır. ADF ve PP testlerinde % 1 ve % 5 anlamlılık düzeylerinde kritik değerler sabit terim içeren modeller için, sırasıyla, -3,503 ve -2,893 iken, sabit terim ile birlikte trend içeren modeller için, sırasıyla, -4,060 ve -3,459'dur. Söz konusu kritik değerler DF-GLS testi için, sırasıyla, -2,590 ve -1,944 ile -3,60 ve -3,056; NP testi için de, sırasıyla, -13,80 ve -8,10 ile -23,80 ve -17,30'dur. (2) Parantez içi değerler Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenen optimal gecikme sayısını göstermektedir. Maksimum gecikme sayısı 8 olarak alınmıştır. (3) * işareti boş hipotezin % 1 düzeyinde reddedildiğini göstermektedir. (4) Dönem aralığı 1987Q1-2010Q2'dir.

Düzyde durağan olmayan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmaması SVAR modelinin tahmin edilmesinde ikinci ön koşulu oluşturmaktadır⁶. Bu nedenle, reel ve nominal döviz kurları arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı, tanımlanan üç farklı model çerçevesinde, öncelikle tek denklemin tahmin edilmesine dayalı olan Engle-Granger (EG), Phillips-Ouliaris (PO), Park ile Hansen eşbütünlüşme testleri yardımıyla incelemiştir⁷. Tablo 4'ten görüleceği üzere, her üç model için de EG ve PO testlerine göre reel ve nominal döviz kurları arasında eşbütünlüşme ilişkisinin olmadığı yönündeki boş hipotez reddedilememiş, Park ve Hansen testlerine göre ise söz konusu iki değişken arasında eşbütünlüşme ilişkisinin olduğu şeklindeki boş hipotez reddedilmiştir. Böylece, tek denkleme dayalı eşbütünlüşme testlerine göre reel döviz kurları ile nominal döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

⁶ Durağan olmayan değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünlüşme ilişki olması durumunda değişkenlerin birinci farkları alınarak oluşturulan SVAR modelinin tahmin edilmesi bilgi kaybına yol açabilmektedir. Bu durumda, SVAR modeli yerine hata düzeltme (*error correction*) modellerinin kullanılması önerilmektedir.

⁷ Engle ve Granger (1987) ile Phillips ve Ouliaris (1990) tarafından geliştirilen testleri, incelemeye konu olan değişkenler arasındaki ilişkinin tahmin edilmesinin ardından elde edilen hata teriminin durağanlığının sınanmasına dayanmaktadır. Hansen (1992) testinde eşbütünlüşme vektöründe yer alan parametrelerin istikrarlılığı araştırılmaktadır. Park (1992) testinde ise, eşbütünlüşme vektörüne eklenen sahte (*spurious*) zaman trendlerinin istatistiksel anlamlılığı sınanmaktadır. $H(0,1)$ deterministik eşbütünlüşmenin, $q > 1$ iken $H(1,q)$ ise stokastik eşbütünlüşmenin varlığına işaret etmektedir.

Tablo 4: Tek Denkleme Dayalı Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Testler		Model I		Model II		Model III		
		Test İst.	Olasılık	Test İst.	Olasılık	Test İst.	Olasılık	
EG	t	-1,950	0,56	-1,518	0,76	-2,090	0,48	
	z	-9,062	0,40	-5,265	0,70	-9,266	0,39	
PO	t	-1,577	0,73	-1,639	0,71	-2,110	0,47	
	z	-5,943	0,65	-6,046	0,64	-9,432	0,38	
Park	H(0,1)	χ^2	114,6	0,00	75,97	0,00	49,50	0,00
	H(1,2)		22,26	0,00	19,82	0,00	5,542	0,02
	H(1,3)		41,95	0,00	36,16	0,00	8,170	0,02
Hansen	Lc	0,845	0,00	0,807	0,00	0,701	0,00	

Notlar: (1) Reel döviz kuru olarak Model I'de $qCPI$, Model II'de $qPPI$, Model III'te ise $qDEF$ kullanılmıştır. (2) Her dört testte de, reel ve nominal döviz kuru arasındaki ilişki tamamen düzeltilmiş en küçük kareler (*fully modified ordinary least squares*) yöntemiyle tahmin edilmiştir. (3) EG testinde uygun gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri yardımıyla tespit edilmiştir. Maksimum gecikme sayısı 8 olarak alınmıştır. PO testinde ise, Bartlett kernel spektral tahmin yöntemi kullanılmış olup, bant genişliği Newey-West yöntemi ile belirlenmiştir. (4) EG ve PO eşbütünleşme testleri için MacKinnon (1996), Hansen eşbütünleşme testi için de Hansen (1992) tarafından hazırlanan tablolar dikkate alınmıştır. (5) Tahmin aralığı 1987Q1-2010Q2'dir.

Elde edilen sonucun desteklenmesi amacıyla, ilave olarak, Johansen ve Saikkonen-Lütkepohl eşbütünleşme testleri de incelemeye dahil edilmiştir. Söz konusu iki testin uygulanmasından önce, reel döviz kurları ile nominal döviz kurunun birinci farkları alınarak oluşturulan kısıtsız vektör otoregresyon (*Unrestricted Vector Autoregression, UVAR*) modellerinin gecikme sayılarının belirlenmesi için Akaike Bilgi Kriteri (*Akaike Information Criterion, AIC*), Schwarz Bilgi Kriteri (*Schwarz Information Criterion, SIC*) ve Hannan-Quinn Kriteri (*Hannan-Quinn Criterion, HQ*) olmak üzere üç farklı yöntemle başvurulmuştur. Elde edilen sonuçlar Tablo 5'te özetlenmiştir. Buna göre, Model I için her üç bilgi kriteri de uygun gecikme sayısının 4 olduğuna işaret etmektedir. Bununla birlikte, söz konusu bilgi kriterleri Model II ve III için farklı gecikme sayılarının alınmasını önermektedir. Nitekim, uygun gecikme sayısı AIC, SIC ve HQ'ye göre, sırasıyla, Model II için 5, 1 ve 3, Model III için de 4, 1 ve 2 olarak belirlenmektedir.

Tablo 5: UVAR Modelinin Gecikme Sayısının Belirlenmesi

k	Model I			Model II			Model III		
	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ
1	-5,468	-5,295	-5,399	-5,700	-5,527*	-5,630	-4,264	-4,091*	-4,194
2	-5,760	-5,472	-5,644	-5,718	-5,430	-5,602	-4,359	-4,072	-4,243*
3	-5,780	-5,378	-5,618	-5,899	-5,496	-5,737*	-4,354	-3,952	-4,192
4	-6,067*	-5,549*	-5,858*	-5,910	-5,392	-5,702	-4,359*	-3,842	-4,151
5	-6,013	-5,381	-5,759	-5,924*	-5,292	-5,670	-4,329	-3,697	-4,074
6	-5,973	-5,225	-5,672	-5,843	-5,096	-5,543	-4,301	-3,554	-4,001
7	-5,903	-5,040	-5,556	-5,781	-4,919	-5,435	-4,221	-3,359	-3,875
8	-5,939	-4,962	-5,546	-5,786	-4,809	-5,393	-4,165	-3,188	-3,775

Notlar: (1) Reel döviz kuru olarak Model I'de $qCPI$, Model II'de $qPPI$, Model III'te ise $qDEF$ kullanılmıştır. (2) k gecikme sayısını, * işareti ise bilgi kriterlerine göre tespit edilen uygun gecikme sayısını göstermektedir. (3) Tahmin aralığı 1987Q1-2010Q2'dir.

Farklı gecikme sayılarının hangisinin uygun olduğuna karar verilebilmesi için, bilgi kriterleri tarafından önerilen en düşük gecikme sayılarıyla tahmin edilen UVAR modellerinden elde edilen hata terimleri incelenmiştir. Söz konusu gecikme sayılarında içsel bağıntı ve değişen varyans sorunlarıyla karşılaşılması durumunda, söz konusu sorunlar giderilene kadar gecikme sayısı birer birer artırılmıştır. Buna göre, başlangıçta, gecikme sayısı, Model I için 4, Model II ve Model III için de 1 olarak seçilmiştir. Bununla birlikte, söz konusu gecikme sayılarıyla tahmin edilen UVAR modellerinden elde edilen hata terimlerinde içsel bağıntı ve değişen varyans sorunlarıyla karşılaşmıştır. Bu nedenle, normalite sorunu gözardı edilmek kaydıyla sonuçları Tablo 6'da yer alan içsel bağıntı ve değişen varyans testi sonuçları dikkate alınarak gecikme sayısı Model I için 6'ya, Model II ve Model III için de 5'e çıkartılmıştır.

Tablo 6: Hata Terimi Test Sonuçları

Testler	Model I		Model II		Model III	
	Test İstatistikleri	Olasılık	Test İstatistikleri	Olasılık	Test İstatistikleri	Olasılık
İçsel Bağınıtı						
Breusch-Godfrey						
LM(1)	1,923	0,75	0,710	0,95	3,619	0,46
LM(2)	5,349	0,25	4,566	0,33	4,386	0,36
LM(3)	1,402	0,84	5,019	0,29	2,422	0,66
LM(4)	4,000	0,41	5,579	0,23	6,800	0,15
Değişen Varyans						
White	64,70	0,72	52,00	0,76	56,77	0,59
Normalite						
Jarque-Bera	48,81	0,00	14,44	0,00	409,1	0,00
Çarpıklık	14,52	0,00	7,935	0,02	73,46	0,00
Basıklık	34,30	0,00	6,501	0,04	335,6	0,00
Gecikme Sayısı	6		5		5	

Notlar. (1) Reel döviz kuru olarak Model I'de *qCPI*, Model II'de *qPPI*, Model III'te ise *qDEF* kullanılmıştır. (2) Hata terimi testlerinde, sırasıyla, hata teriminin içsel bağıntı ve değişen varyans sorunlarını içermediği ve normal dağılıma sahip olduğu boş hipotez sınamaktadır. (3) Breusch-Godfrey testinde LM istatistiği, White ve Jarque-Bera testlerinde ise χ^2 istatistiği dikkate alınmıştır. (4) Normalite testleri, Cholesky faktörizasyonuna dayanmaktadır. (5) Tahmin aralığı 1987Q1-2010Q2'dir.

UVAR modellerinin gecikme sayılarının her üç model için tespit edilmesinin ardından, reel ve nominal döviz kurları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı Johansen ve Saikkonen-Lütkepohl (SL) eşbütünleşme analizleri çerçevesinde iz (*trace*) testi sonuçları dikkate alınarak incelenmiştir⁸. Buna göre, farklı reel döviz kurlarına göre tanımlanan her üç model her üç durumda da reel ve nominal döviz kurları arasında herhangi bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığına işaret etmektedir (Tablo 7). Bu sonuç, EG, PO, Park ile Hansen eşbütünleşme testlerinden elde edilen reel ve nominal döviz kurları arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmadığı yönündeki sonucu da doğrulamaktadır.

⁸ Johansen (1988, 1991, 1995) tarafından geliştirilen eşbütünleşme analizi, x_t birinci dereceden durağan değişkenlerin oluşturduğu ($n \times 1$) boyutlu vektörü gösterirken $\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta x_{t-i} + u_t$ şeklinde formüle edilen vektör hata düzeltme modeline (*vector error correction model*) dayanmaktadır. SL eşbütünleşme analizinde (Saikkonen ve Lütkepohl, 2000) ise, Johansen analizinden farklı olarak, sabit ve/veya trendden oluşan deterministik terim genelleştirilmiş en küçük kareler (*generalized ordinary least squares*) tahmin edilmekte ve ardından x_t değişkeni söz konusu deterministik terimden arındırılmaktadır. Johansen ve SL eşbütünleşme testlerinde Π matrisinin rankı, aynı zamanda, eşbütünleşme vektörünün rankı olduğundan iz testine göre $r_0 = 1, \dots, n-1$ iken $H_0(r_0) : rank(\Pi) = r_0$ boş hipotezi $H_1(r_0) : rank(\Pi) > r_0$ şeklindeki alternatifine karşı sınamaktadır.

Tablo 7: Johansen ve SL Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

Modeller	Testler	Rank	Sabit		Sabit&Trend		Ortogonal Trend	
			LR Ist.	Olasılık	LR Ist.	Olasılık	LR Ist.	Olasılık
Model I	J	0	11,9	0,46	15,7	0,53	9,84	0,30
		1	4,87	0,31	4,13	0,72	-	-
	SL	0	6,07	0,43	7,97	0,55	7,81	0,12
		1	0,04	0,89	3,37	0,29	-	-
Model II	J	0	13,1	0,36	12,9	0,75	10,1	0,28
		1	2,43	0,69	5,09	0,59	-	-
	SL	0	3,06	0,84	4,07	0,94	3,88	0,49
		1	0,07	0,84	0,03	0,99	-	-
Model III	J	0	16,1	0,17	19,2	0,28	13,1	0,11
		1	3,80	0,45	7,32	0,32	-	-
	SL	0	4,41	0,65	8,06	0,54	5,33	0,30
		1	0,00	0,97	0,75	0,86	-	-

Notlar: (1) J, Johansen eşbütünlüşme testini göstermektedir. (2) Reel döviz kuru olarak Model I'de $qCPI$, Model II'de $qPPI$, Model III'te ise $qDEF$ kullanılmıştır. (3) Sabit terime sahip olan model eşbütünlüşme vektöründe sabit terimin yer aldığı, VAR modelinde herhangi bir deterministik terimin bulunmadığı modeli; sabit terim ile birlikte trende sahip olan model eşbütünlüşme vektöründe sabit terim ile trendin, VAR modelinde sabit terimin bulunduğu modeli; ortogonal trende sahip olan model ise eşbütünlüşme vektörü ile VAR modelinin her ikisinde sadece sabit terimin yer aldığı modeli yansıtmaktadır. (4) Gecikme sayısı Model I için 6, Model II ve III için 5'tir. (5) Kritik değerler Johansen eşbütünlüşme testi için Doornik (1998), SL eşbütünlüşme testi için Trenkler (2008) tarafından hazırlanan tablolardan alınmıştır. (6) Tahmin aralığı 1987Q1-2010Q2'dir.

4.3. Yapısal Kırımlar Altında Durağanlık ve Eşbütünlüşme Analizleri

Tablo 3'de yer alan birim kök testi ile Tablo 4 ve Tablo 7'de yer alan eşbütünlüşme testi sonuçları, Türkiye ekonomisinde ele alınan dönemde herhangi bir yapısal kırılmanın olmadığı varsayımı altında elde edilmiştir. Bununla birlikte, özellikle Şekil 1a'dan 1994 ve 2001 yıllarındaki ekonomik krizlerinin reel döviz kurları, Şekil 1b'den ise 2002 yılında uygulamaya konulan örtük enflasyon hedeflemesi rejiminin nominal döviz kuru üzerinde neden olduğu değişim belirgin bir şekilde görülmektedir. Bu nedenle, elde edilen sonuçları değiştirebileceği ihtimaline karşı, söz konusu gelişmelerin birim kök ve eşbütünlüşme ilişkisi üzerindeki olası etkilerinin açıkça ortaya koyulması gerekmektedir⁹. Bu kapsamda, ilk olarak, yapısal kırılma dönemlerinin içsel olarak belirlenebildiği Zivot-Andrews (ZA) ile Lumsdaine-Papell (LP) birim kök testlerine başvurulmuştur¹⁰. Bir yapısal

⁹ Literatürde, yapısal kırılmaların dahil edilebildiği birçok birim kök ve eşbütünlüşme testi bulunmaktadır. Yapısal kırılmaları dikkate alan başlıca birim kök testleri Perron (1989, 1997), Banerjee vd. (1992), Zivot ve Andrews (1992), Lumsdaine ve Papell (1997) ile Lee ve Strazicich (2003); başlıca eşbütünlüşme testi ise Gregory ve Hansen (1996) ile Johansen vd. (2000) tarafından geliştirilmiştir.

¹⁰ LP testi (Lumsdaine ve Papell, 1997), sabitte iki yapısal kırılmaya izin veren $\Delta x_t = \delta + \beta t + \alpha x_{t-1} + \theta DU_{1t} + \omega DU_{2t} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-i} + u_t$ şeklinde ifade edilen Model AA'nın, sabitte

kırlmaya izin veren ZA ile iki yapısal kırılmaya imkan tanıyan LP birim kök test sonuçlarına Tablo 8'de yer verilmiştir. Söz konusu iki birim kök testi, yapısal kırılmaların varlığına işaret etse de, bu kırılmaların reel ve nominal döviz kurlarının düzeyde durağan olmadıkları sonucunu değiştirmedini göstermektedir.

Tablo 8: ZA ve LP Birim Kök Testi Sonuçları

Testler	Sabitte Yapısal Kırılma		Trendde Yapısal Kırılma		Sabit & Trendde Yapısal Kırılma		
	t istatistiğini	Kırılma Dönemleri	t istatistiğini	Kırılma Dönemleri	t istatistiğini	Kırılma Dönemleri	
<i>qCPI</i>	ZA	-3,446 (0)	94Q1	-1,958 (0)	90Q4	-2,408 (0)	91Q1
	LP	-5,023 (1)	94Q1,99Q1	-5,069 (1)	94Q1,04Q	-5,890 (1)	94Q1,03Q2
<i>qPPI</i>	ZA	-2,896 (0)	93Q3	-1,853 (0)	390Q4	2,372 (0)	91Q1
	LP	-3,559 (0)	93Q3,99Q1	-4,175 (0)	91Q2,03Q2	-5,646 (1)	92Q2,02Q4
<i>qDEF</i>	ZA	-1,794 (1)	93Q4	-3,896 (1)	01Q4	-3,336 (0)	91Q1
	LP	-5,826 (1)	93Q4,00Q2	-5,753 (1)	93Q4,01Q1	-5,813 (1)	93Q4,01Q2
<i>s</i>	ZA	0,037 (0)	90Q4	0,634 (0)	90Q4	-0,212 (0)	91Q1
	LP	1,772 (1)	94Q3,98Q2	-0,982 (2)	91Q1,02Q2	0,716 (1)	91Q1,05Q2

Notlar. (1) Sabitte yapısal kırılma içeren model ZA testinde Model A, LP testinde Model AA'ya; trendde yapısal kırılma içeren model ZA testinde Model B, LP testinde Model CA'ya; sabit ve trendde yapısal kırılma içeren model ise ZA testinde Model C, LP testinde ise Model CC'ye karşılık gelmektedir. (2) Kritik değerler ZA testi için Zivot ve Andrews (1992), LP testi için Lumsdaine ve Papell (1997) tarafından hazırlanan tablolardan alınmıştır. ZA testinde % 1 ve % 5 anlamlılık düzeylerinde kritik değerler sabitte yapısal kırılma içeren model için, sırasıyla, -5,34 ve -4,80; trendde yapısal kırılma içeren model için, sırasıyla, -4,93 ve -4,42; sabit ile birlikte trendde de yapısal kırılma içeren model için, sırasıyla, -5,57 ve -5,08'dir. Söz konusu kritik değerler LP testi için, sırasıyla, -6,94 ve -6,24; -7,24 ve -6,65 ile -7,34 ve -6,82'dir. (3) Parantez içi değerler Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenen optimal gecikme sayısını göstermektedir. Maksimum gecikme sayısı 8 olarak alınmıştır. (4) Dönem aralığı 1987Q1-2010Q2'dir.

iki, trendde bir yapısal kırılmaya izin veren $\Delta x_t = \delta + \beta t + \alpha x_{t-1} + \theta DU1_t + \mu DT1_t + \omega DU2_t + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-i} + u_t$ şeklinde ifade edilen Model CA'nın ve sabit ile trendin her ikisinde de iki yapısal kırılmaya izin veren $\Delta x_t = \delta + \beta t + \alpha x_{t-1} + \theta DU1_t + \mu DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-i} + u_t$ şeklinde ifade edilen Model CC'nin tahmin edilmesine dayanmaktadır ki burada Δ birinci fark operatörünü, x_t incelemeye konu edilen değişkeni, $DU1$ ve $DU2$ sabitte yapısal kırılmayı gösteren kukla değişkenleri, $DT1$ ve $DT2$ trendde yapısal kırılmayı gösteren kukla değişkenleri, δ sabit terimi, β trende (t) ait katsayısı θ , μ , ω ve ψ kukla değişkenlere ait katsayıları, u_t ise akgürlü süreçine sahip hata terimini temsil etmektedir. $t = 1, 2, \dots, T$ zamanı ve TB_1 ile TB_2 ($1 < TB_1, TB_2 < T$) yapısal kırılma dönemlerini göstermek üzere, $DU1_t$ ve $DU2_t$ kukla değişkenleri, sırasıyla, $t > TB_1$ ve $t > TB_2$ durumunda bir, diğer durumlarda sıfır; $DT1_t$ ve $DT2_t$ kukla değişkenleri ise, sırasıyla, $t > TB_1$ ve $t > TB_2$ durumunda $t - TB_1$ ve $t - TB_2$, diğer durumlarda ise sıfır değerlerini almaktadır. ZA testi (Zivot ve Andrews, 1992) ise, LP testinden farklı olarak, sabit, trend ve sabit ile birlikte trendde tek bir kırılmaya izin veren Model A, Model B ve Model C tanımlanarak uygulanmaktadır. Buna göre, LP testi için formüle edilen Model CC'de $\mu = \omega = \psi = 0$ iken ZA testi için Model A'ya, $\theta = \omega = \psi = 0$ iken ZA testi için Model B'ye ve $\omega = \psi = 0$ iken ZA testi için Model C'ye ulaşılmaktadır. ZA ve LP testlerinde $\alpha = 0$ boş hipotezinin reddedilmesi, x_t serisinin yapısal kırılmaya sahip olarak durağan olduğu anlamına gelmektedir.

ZA ve LP birim kök testleri, yapısal kırılmaların anlık olarak gerçekleştiği varsayımına dayanmaktadır. Halbuki, ekonomik birimlerin tümü, ortaya çıkan değişimlere anlık ve eş zamanlı olarak tepki vermemektedirler. Bu nedenle, ZA ve LP testlerine ilaveten yapısal kırılmaların etkisinin birden çok dönemde sürmesine imkan tanıyan Saikkonen-Lütkepohl (SL) birim kök testi uygulanmıştır¹¹. Tablo 9’da yer alan sonuçlardan görüleceği üzere, SL birim kök testi yardımıyla 1994 yılının ikinci çeyreği ile 1998 yılının ilk çeyreği yapısal kırılma dönemleri olarak tespit edilmesine karşın, ZA ve LP testlerinde olduğu gibi yapısal kırılmaların ADF, PP, DF-GLS ve NP birim kök test sonuçlarını etkilemediği sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 9: SL Birim Kök Testi Sonuçları

Değ.	Kırılma Dönemi	Doğrusal Değişim		Üstel Değişim		Oransal Değişim	
		Sabit	Sabit & Trend	Sabit	Sabit & Trend	Sabit	Sabit & Trend
<i>qCPI</i>	1994Q2	-0,849 (2)	-2,455 (2)	-0,854 (2)	-2,484 (2)	-1,096 (2)	-1,896 (2)
<i>qPPI</i>	1994Q2	-1,571 (1)	-2,875 (1)	-1,550 (1)	-2,885 (1)	-1,281(0)	-1,584 (0)
<i>qDEF</i>	1998Q1	-1,500 (2)	-1,627 (2)	-1,507 (2)	-1,597 (3)	-1,794 (4)	-2,543 (2)
<i>s</i>	1994Q2	-2,867 (1)	-0,982 (1)	-2,763 (1)	-1,004 (1)	-2,658 (1)	-0,809 (1)

Notlar. (1) Kritik değerler Lane vd. (2002) tarafından hazırlanan tablolardan alınmıştır. Söz konusu değerler % 1 ve % 5 anlamlılık düzeylerinde sabit terim içeren modeller için, sırasıyla, -3,48 ve -2,88 iken, sabit terim ile birlikte trend içeren modeller için, sırasıyla, -3,55 ve -3,03’tür. (2) Parantez içi değerler Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenen optimal gecikme sayısını göstermektedir. Maksimum gecikme sayısı 8 olarak alınmıştır. (3) Dönem aralığı 1987Q1-2010Q2’dir.

Inceleme konu edilen değişkenlerin tümünün birinci farklarının durağan olmakla birlikte yapısal kırılmalara sahip olması, EG, PO, Park ve Hansen ile Johansen ve SL eşbütünleşme testi sonuçlarını da şüpheli hale getirmiştir. Bu nedenle, ilk olarak yapısal kırılma döneminin içsel olarak belirlendiği Gregory-

¹¹ SL birim kök testi (Saikkonen ve Lütkepohl, 2002 ile Lane vd. 2002), $\Delta x_t = \delta + \beta t + f_t(\theta)' \gamma + u_t$ şeklinde tanımlanan eşitliğin tahmin edilmesine dayanmaktadır ki burada Δ birinci fark operatörünü, x_t inceleme konu edilen değişkeni, $f_t(\theta)$ değişim (*shift*) fonksiyonunu, δ sabit terimi, β trende (t) ait katsayıyı, u_t ise akgürültü sürecine sahip hata terimini göstermektedir. θ ve γ ise bilinmeyen parametreleri temsil etmektedir. Söz konusu testte değişim fonksiyonu üç farklı şekilde tanımlanmaktadır: TB değişim dönemini göstermek üzere ilk olarak, $f_t^{(1)}$ fonksiyonu θ parametresinden bağımsız olarak $t \geq TB$ iken bir, diğer durumlarda sıfır değerini alacak şekilde doğrusal formda; ikinci olarak, $f_t^{(2)}$ fonksiyonu $t \geq TB$ iken $1 - \exp[-\theta(t - TB + 1)]$, diğer durumlarda sıfır değeri alacak şekilde üstel formda; üçüncü olarak ise $f_t^{(3)}$ fonksiyonu γ parametresi γ_1 ve γ_2 şeklinde iki bileşene ayrılmak üzere $t > TB$ iken $\gamma_1 + \sum_{j=1}^{t-TB} \theta^{j-1} (\theta \gamma_1 + \gamma_2)$, $t = TB$ iken γ_1 , diğer durumlarda ise sıfır değerini alacak şekilde oransal formda düzenlenmektedir. Elde edilen test istatistiğinin, kritik değerden mutlak olarak büyük olması x_t serisinin yapısal kırılmaya sahip olarak durağan olduğu anlamına gelmektedir.

Hansen (GH) eşbütünleşme testi kullanılmıştır¹². Tablo 10'dan görüleceği üzere, yapısal kırılmaların farklı şekilde tanımlandığı her üç durumda da reel döviz kuru ile nominal döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmamıştır.

Tablo 10: GH Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Modeller	Birim Kök Testleri	Sabitte Yapısal Kırılma		Trendli Sabitte Yapısal Kırılma		Rejim Değişikliği	
		t istatistiğini	Kırılma Dönemleri	t istatistiğini	Kırılma Dönemleri	t istatistiğini	Kırılma Dönemleri
Model I	ADF	-4,624 (1)	2003Q4	-4,385 (1)	1990Q1	-4,271 (1)	2004Q2
	PP	-29,00 (1)	2004Q1	-26,02 (1)	1990Q2	-26,05 (1)	2004Q1
Model II	ADF	-4,491 (1)	2003Q4	-4,180 (1)	2002Q3	-4,237 (1)	2003Q4
	PP	-28,50 (1)	2003Q3	-4,237 (1)	2003Q4	-27,04 (1)	2003Q3
Model III	ADF	-4,480 (1)	2004Q2	-4,390 (1)	1997Q1	-4,246 (1)	2004Q2
	PP	-28,82 (1)	2004Q1	-4,246 (1)	2004Q2	-26,69 (1)	2004Q1

Notlar. (1) GH testinde sabitte yapısal kırılma içeren model Model C'ye, sabitte yapısal kırılma içeren trendli model Model C/T'ye, rejim değişikliği içeren model ise Model C/S'ye karşılık gelmektedir. (2) Reel döviz kuru olarak Model I'de qCP , Model II'de qPP , Model III'te ise $qDEF$ kullanılmıştır. (3) Kritik değerler Gregory ve Hansen (1996) tarafından hazırlanan tablolardan alınmıştır. ADF testinin kritik değerleri % 1 ve % 5 anlamlılık düzeylerinde, sırasıyla, sabitte yapısal kırılma içeren model için -5,44 ve -4,92, sabitte yapısal kırılma içeren trendli model için -5,80 ve -5,29, rejim değişikliği içeren model için -5,97 ve -5,50; PP testinin kritik değerleri % 1 ve % 5 anlamlılık düzeylerinde, sırasıyla, sabitte yapısal kırılma içeren model için -57,01 ve -46,98, sabitte yapısal kırılma içeren trendli model için -64,77 ve -53,92, rejim değişikliği içeren model için -68,21 ve -58,33'tür. (4) Parantez içi değerler Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenen optimal gecikme sayısını göstermektedir. Maksimum gecikme sayısı 8 olarak alınmıştır. (5) Dönem aralığı 1987Q1-2010Q2'dir.

GH eşbütünleşme testinde yapısal kırılmalar içsel olarak belirlenmesine karşın, trenddeki yapısal kırılmaları ihmal etmekte ve birden fazla yapısal kırılmanın varlığını göz ardı etmektedir. Bu nedenle, iki yapısal kırılmanın bir arada incelenmesine imkan veren Johansen vd. (2000) tarafından geliştirilen Johansen-Mosconi-Nielsen (JMN) eşbütünleşme testine başvurulmuştur. Söz konusu testte, yapısal kırılma dönemleri dışsal olarak belirlenebilmektedir. Bununla birlikte, Stock

¹² GH eşbütünleşme testi (Gregory ve Hansen, 1996), sabitte yapısal kırılmaya izin veren $x_{1t} = \delta_1 + \delta_2 \varphi_{1t} + \alpha x_{2t} + u_t$ şeklinde ifade edilen Model C'nin, bünyesinde trend barındıran ve sabitte yapısal kırılmaya izin veren $x_{1t} = \delta_1 + \delta_2 \varphi_{1t} + \beta t + \alpha x_{2t} + u_t$ şeklinde ifade edilen Model C/T'nin, rejim değişikliğinin incelenmesine imkan tanıyan $x_{1t} = \delta_1 + \delta_2 \varphi_{1t} + \alpha_1 x_{2t} + \alpha_2 x_{2t} \varphi_{1t} + u_t$ şeklinde ifade edilen Model C/S'nin tahmin edilmesine dayanmaktadır ki burada x_{1t} ve x_{2t} incelemeye konu edilen değişkenleri, δ_1 ve δ_2 , sırasıyla, yapısal kırılmadan önceki sabit terimi ve yapısal kırılmanın sabit terimde yapmış olduğu değişikliği, α açıklayıcı değişkenlere ait katsayı vektörünü, α_1 ve α_2 , sırasıyla, rejim değişikliğinden önceki eşbütünleşme vektörünü ve rejim değişikliğinin eşbütünleşme vektöründe yapmış olduğu değişikliği, β trende (t) ait katsayısı, u_t akürlü süreçine sahip hata terimini göstermektedir. φ_{1t} ise, $t > \eta \tau$ iken bir, diğer durumlarda sıfır değeri alan bir kukla değişken olup, 0 ile 1 arasında yer alan τ katsayısı ise yapısal kırılmanın gerçekleştiği dönemi temsil etmektedir. GH eşbütünleşme testinde, her bir τ değeri için üç model tahmin edilmekte ve elde edilen hata terimlerine ADF ve PP birim kök testleri uygulanmaktadır. Buna göre, τ değeri için elde edilen test istatistiğinin minimum olduğu nokta yapısal kırılmanın gerçekleştiği dönem olarak kabul edilmekte ve söz konusu test istatistiğinin mutlak olarak kritik değerden büyük olması durumunda eşbütünleşmenin olmadığı yönündeki boş hipotez reddedilmektedir.

ve Watson (2005) tarafından ileri sürülen görüş takip edilerek UVAR modelini oluşturan her bir eşitliğe ayrı ayrı Quandt-Andrews ve Chow kırılma noktası (*breakpoint*) testlerini uygulamak suretiyle yapısal kırılma dönemlerinin içsel olarak belirlenmesine karar verilmiştir¹³. Buna göre, Chow testinde en yüksek F istatistiğine sahip olan kukla değişkene denk gelen dönem Quandt-Andrews testine göre yapısal kırılmanın gerçekleştiği dönem olarak kabul edilmiştir. Tahmin aralığı yapısal kırılmanın yaşandığı dönem temel alınarak ikiye ayrılmış ve yeteri sayıda gözlem olması halinde Chow testi tekrarlanarak ara dönemlerde başka kırılmanın olup olmadığı araştırılmıştır. Tablo 11’de yer alan sonuçlardan Quandt-Andrews testinin varlığına işaret ettiği yapısal kırılma dönemlerinin hemen hemen tamamının Chow testine göre istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmüştür.

Tablo 11: Chow Kırılma Noktası Testi Sonuçları

Modeller	Bağımlı Değişkenler	Dönem	F İstatistiği	Olasılık	Kırılma Dönemi
Model I	$\Delta q CPI$	1987Q1-2010Q2	1,699	0,08	1994Q3
		1994Q3-2010Q2	2,253	0,03	2002Q1
	Δs	1987Q1-2010Q2	1,678	0,09	1994Q3
		1994Q3-2010Q2	2,577	0,02	2001Q4
Model II	$\Delta qPPI$	1987Q1-2010Q2	2,790	0,00	1994Q3
		1994Q3-2010Q2	2,395	0,03	2001Q4
	Δs	1987Q1-2010Q2	3,180	0,00	1994Q3
		1994Q3-2010Q2	2,376	0,06	2002Q1
Model III	$\Delta qDEF$	1987Q1-2010Q2	1,939	0,05	1997Q2
		1987Q1-1997Q1	1,376	0,29	1994Q1
		1997Q2-2010Q2	3,063	0,01	2001Q4
	Δs	1987Q1-2010Q2	2,614	0,01	1994Q4
1994Q4-2010Q2		2,746	0,01	2001Q2	

Notlar: (1) Gecikme sayısı Model I için 6, Model II ve III için 5’tir. (2) Chow testinde yapısal kırılmanın olmadığı boş hipotezi sınanmaktadır. (3) Tahmin aralığı 1987Q1-2010Q2’dir.

Bu çerçevede, modellerin her üçü için ekonomik krizin yaşandığı dönemin ertesine denk gelen 1994 yılının üçüncü çeyreği ile örtük enflasyon hedeflemesi rejiminin uygulanmaya başlandığı 2002 yılının ilk çeyreğinin yapısal kırılma dönemleri olarak kabul edilerek JMN eşbütünleşme testi uygulanmıştır¹⁴. Tablo 12’de sunulan sonuçlar, JMN testinin reel döviz kurları ile nominal döviz kuru

¹³ Literatürde, çok değişkenli zaman serisi analizlerde yapısal kırılmaların incelenilebildiği Bai vd. (1998) ile Qu ve Perron (2007) tarafından ortaya atılan iki temel çalışma bulunmaktadır: Bununla birlikte, ilk çalışma ele alınan değişkenlerin tümünün ortak bir yapısal kırılmaya sahip olduğu, ikinci çalışma ise parametrelerdeki değişimlerin tek bir seferde gerçekleştiği varsayımına dayanmaktadır.

¹⁴ Model III için 1997 yılının ikinci çeyreğinde tespit edilen yapısal kırılma, herhangi bir iktisadi gerekçeye dayanmaması nedeniyle ihmal edilmiştir.

arasında herhangi bir eşbütünlük ilişkisi bulunmadığına işaret ettiği yönündedir. Buna göre, GH ile JMN eşbütünlük testleri de, yapısal kırılmaların dahil edilemediği diğer eşbütünlük testleri ile benzer sonuçlar vermiştir.

Tablo 12: JMN Eşbütünlük Testi Sonuçları

Modeller	Rank	Sabit		Sabit&Trend				Kırılma Dönemleri
		Sabitte Yapısal Kırılma		Sabit & Trendde Yapısal Kırılma		Trendde Yapısal Kırılma		
		LR İst.	Olasılık	LR İst.	Olasılık	LR İst.	Olasılık	
Model I	0	16,0	0,86	13,9	0,97	36,4	0,41	1994Q3, 2002Q1
	1	5,86	0,79	4,42	0,96	8,69	0,94	
Model II	0	25,5	0,23	24,5	0,49	33,6	0,56	1994Q3, 2002Q1
	1	7,07	0,66	5,92	0,87	11,3	0,81	
Model III	0	23,1	0,37	22,2	0,63	27,6	0,85	1994Q3, 2002Q1
	1	10,9	0,28	10,9	0,41	11,8	0,79	

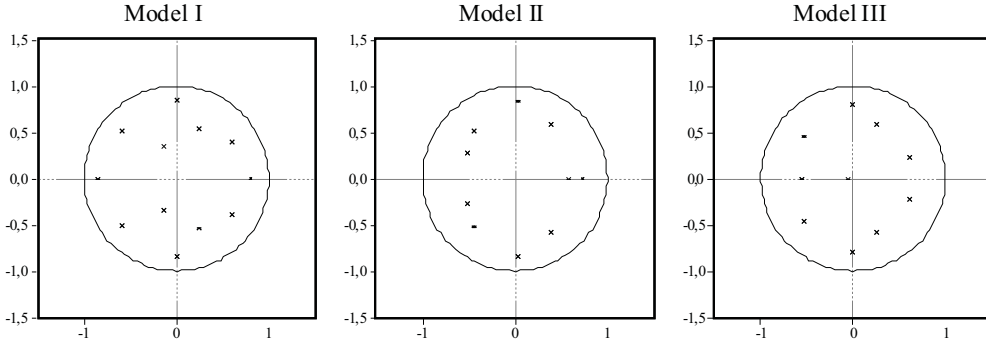
Notlar: (1) Reel döviz kuru olarak Model I'de $qCPI$, Model II'de $qPPI$, Model III'te ise $qDEF$ kullanılmıştır. (2) Sabit terime sahip olan model eşbütünlük vektöründe sabit terimin yer aldığı, VAR modelinde herhangi bir deterministik terimin bulunmadığı modeli; sabit terim ile birlikte trende sahip olan model eşbütünlük vektöründe sabit terim ile trendin, VAR modelinde sabit terimin bulunduğu modeli yansıtmaktadır. Kritik değerlerinin hesaplanması güç olan ortogonal trende sahip olan modele ilişkin analiz ise ihmal edilmiştir. (3) Gecikme sayısı Model I için 6, Model II ve III için 5'tir. (4) Kritik değerler Johansen vd. (2000) tarafından hazırlanan tablolardan alınmıştır. (5) Tahmin aralığı 1987Q1-2010Q2'dir.

4.4. Etki-Tepki Fonksiyonları ve Varyans Ayrıştırması

Model III'ü oluşturan reel ve nominal döviz kurlarının düzeyde birim kök taşımakla birlikte, birinci farklarının alınması halinde durağan duruma gelmesi ve söz konusu değişkenler arasında herhangi bir eşbütünlük ilişkisinin de bulunmaması, SVAR modeli çerçevesinde reel ve nominal şokların döviz kurları üzerindeki dinamik etkilerinin etki-tepki fonksiyonu ve varyans ayrıştırması yöntemleriyle incelenmesine imkan vermektedir. Bu bağlamda, ilk olarak, Quandt-Andrews ve Chow testleri yardımıyla elde edilen sonuçlar ekseninde 1994 yılının üçüncü çeyreği ile 2002 yılının ilk çeyreğinde gözlemlenen yapısal kırılmalar dikkate alınarak oluşturulan kukla değişkenler kullanılmak kaydıyla modellerin her üçü için tanımlanan UVAR modeli tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları incelendiğinde üç modelde de 2002 yılının ilk çeyreği için oluşturulan kukla değişkenin istatistiki olarak yüzde 5 düzeyinde anlamlı olduğu, ancak 1994 yılının üçüncü çeyreği için oluşturulan kukla değişkenin yüzde 10 düzeyinde bile anlamlı olmadığı görülmüştür. Bu nedenle, UVAR modeli için yapılan son tahminde sadece 2002 yılının ilk çeyreğindeki yapısal kırılmayı gösteren kukla değişken ($D02$) kullanılmıştır.

Grafik 2'den görüleceği üzere, katsayı matrisi köklerinin birim çember içinde yer almasından ötürü UVAR modellerinin istikrarlılığı konusunda sadece *D02* kukla değişkeninin kullanılmasının yeterli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Grafik 2: UVAR Modelleri için İstikrar Koşulu



Notlar: (1) Reel döviz kuru olarak Model I'de *qCPI*, Model II'de *qPPI*, Model III'te ise *qDEF* kullanılmıştır. (2) Gecikme sayısı Model I için 6, Model II ve III için 5'tir. (3) *D02* kukla değişkeni modellere dahil edilmiştir. (4) Tahmin aralığı 1987Q1-2010Q2'dir.

UVAR modelinin belirlenmesinin ardından, Blanchard ve Quah (1989) yaklaşımı çerçevesinde Lastrapes'in (1992) önerisi dikkate alınarak, nominal döviz kurunun uzun dönemde reel döviz kuru üzerinde etkisi olmadığı kısıtı getirilerek eşitlik (24) ile gösterilen SVAR modeli tahmin edilmiş ve sonuçları Tablo 13'te özetlenmiştir.

Tablo 13: SVAR Modeli Tahmin Sonuçları

	Model I			Model II			Model III		
	Katsayı	z ist.	Olas.	Katsayı	z ist.	Olas.	Katsayı	z ist.	Olas.
$A_{11}(1)$	0,049	13,19	0,00	0,045	13,27	0,00	0,068	13,27	0,00
$A_{21}(1)$	0,053	6,340	0,00	0,032	3,708	0,00	0,045	5,880	0,00
$A_{22}(1)$	0,069	13,19	0,00	0,077	13,27	0,00	0,065	13,27	0,00

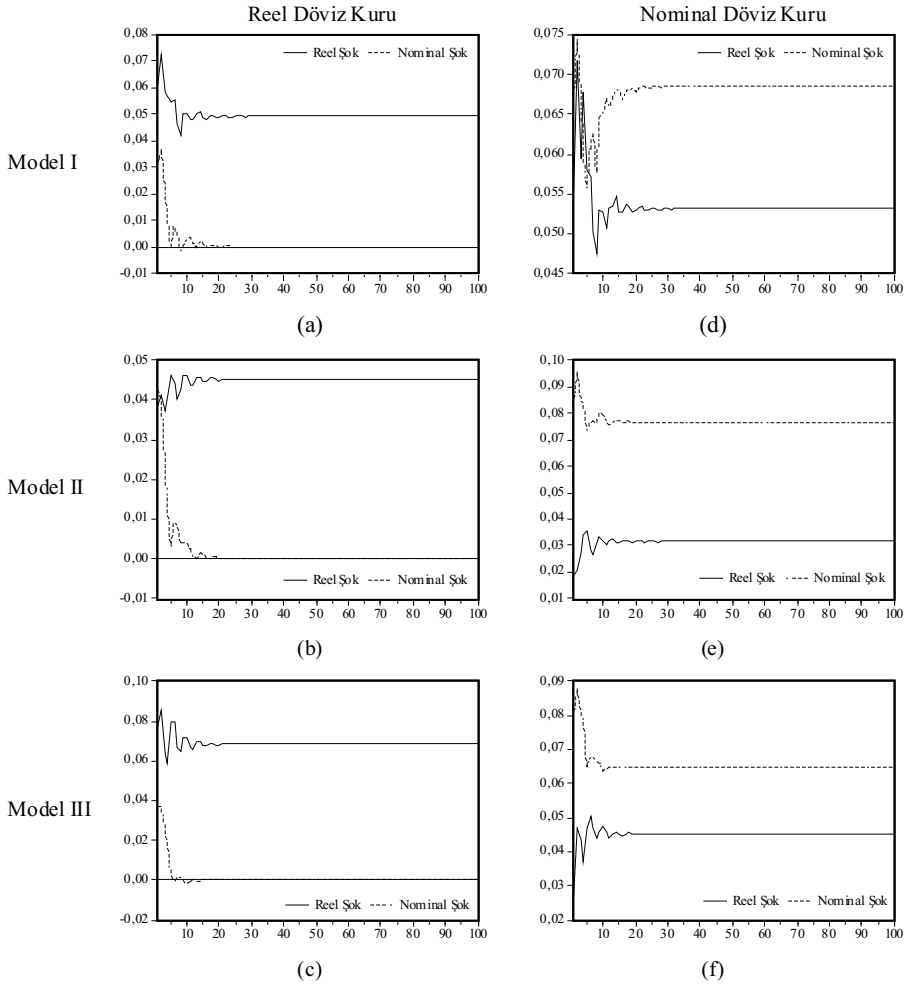
Notlar: (1) Reel döviz kuru olarak Model I'de *qCPI*, Model II'de *qPPI*, Model III'te ise *qDEF* kullanılmıştır. (2) Gecikme sayısı Model I için 6, Model II ve III için 5'tir. (3) *D02* kukla değişkeni modellere dahil edilmiştir. (4) $A_{12}(1)=0$ varsayımı yapılmıştır. (4) Tahmin aralığı 1987Q1-2010Q2'dir.

Tahmin işleminin ardından etki-tepki fonksiyonuna başvurulmuş olup, elde edilen bir standart hatalık reel ve nominal şok karşısında reel ve nominal döviz kurlarının 1 ila 100 çeyrek dönem sonrasında göstereceği birikimli tepkilere Grafik 3'te yer verilmiştir¹⁵. Grafik 3a-c incelendiğinde, reel döviz kuru üzerinde reel

¹⁵ SVAR modelinin birinci farkı alınmış reel ve nominal döviz kurlarından oluşması nedeniyle, reel ve nominal şokların reel ve nominal döviz kurlarının düzeydeki değerleri üzerindeki uzun dönemli etkisinin incelenmesi için etki-tepki fonksiyonlarının birikimli değerleri dikkate alınmıştır.

şokların kalıcı, nominal şokların ise geçici etkiye sahip olduğu görülmektedir. Nitekim, Model I'e göre, reel şok nedeniyle reel döviz kurunun başlangıçtaki tepkisi % 6 oranında olmakta, ikinci çeyrekte ise söz konusu tepki % 7 düzeyine yükselmektedir. Söz konusu tepki sekizinci çeyrekte % 4 oranına kadar gerilemesinin ardından ılımlı bir şekilde artarak dördüncü yılın ardından uzun dönemli değeri olan % 5 seviyesine yakınsamaktadır. Model II'de reel döviz kurunun reel şoka göstereceği ilk tepki % 4 oranında olmasına karşın, dördüncü yıldan sonra artarak % 4,5 olan uzun dönemli değerine ulaşmaktadır. Model III'e göre ise, reel şoka karşı reel döviz kurunun tepkisi başlangıçta % 8 seviyesinde gerçekleşmekle birlikte, takip eden ilk dört yıl içinde zikzak yaparak değişmekte ve % 7 olan uzun dönemli değerine yaklaşmaktadır. Nominal şoklar karşısında ise, her üç modelde de reel döviz kurunun göstereceği tepki ilk yıl içinde % 3-4 seviyesinde olmasına karşın, başlangıçta getirilen kısıtlamaya uygun olarak azalma kaydederek 0 çizgisine üç yıl içinde yaklaşmaktadır. Buna göre, elde edilen söz konusu sonuçlar, Erlat ve Erlat'ın (1998), reel döviz kuru üzerinde reel şokların kalıcı, nominal şokların ise geçici etkiye sahip olduğu şeklinde elde ettiği bulgularla örtüşmektedir. Bununla birlikte, Erlat ve Erlat (1998), reel şokların nominal döviz kuru üzerindeki etkisinin ihmal edilebilecek kadar küçük olduğunu tahmin ederek, reel şoklardan kaynaklanan reel döviz kuru dalgalanmalarının nominal döviz kurlarındaki değişimlerden ziyade görece fiyatlardaki değişimlerden ortaya çıktığı sonucuna ulaşmıştır. Halbuki, Grafik 3d-f'den reel şokların nominal döviz kuru üzerindeki etkisinin nominal şokların gerisinde kalmasına karşın yadsınamayacak boyutta olduğu görülmektedir. Nitekim, Model I ve III'e göre, nominal döviz kurunun göstereceği kalıcı tepki yaklaşık olarak reel şoklar için % 5, nominal şoklar için % 7 iken, Model II için, sırasıyla, % 3 ve % 8 oranındadır. Nominal şoklar nedeniyle nominal döviz kurlarının sıfırdan farklı tepki göstermesi, Lastrapes'in (1992) belirttiği gibi, nominal ve reel döviz kurlarının birbirlerinden kalıcı bir şekilde ayrışmasını ve görece fiyatların da sürekli olarak değişim göstermesi sonucunu doğurmaktadır. Bu durum ise, nominal ve reel döviz kurları arasında neden eşbütünlük ilişkisi bulunmadığını açıklamaktadır. Diğer yandan, Grafik 3'den görüleceği üzere, reel ve nominal şokların ardından reel ve nominal döviz kurlarının kalıcı değerlerine dönme süresi Erlat ve Erlat'a (1998) benzer şekilde üç ila dört yıl olarak bulunmaktadır.

Grafik 3: Birikimli Etki-Tepki Fonksiyonları



Notlar. (1) Reel döviz kuru olarak Model I’de $qCPI$, Model II’de $qPPI$, Model III’te ise $qDEF$ kullanılmıştır. (2) Gecikme sayısı Model I için 6, Model II ve III için 5’tir. (3) $D02$ kukla değişkeni modellere dahil edilmiştir. (4) Tahmin aralığı 1987Q1-2010Q2’dir.

Model I-III çerçevesinde reel ve nominal döviz kurları için elde edilen varyans ayrıştırması sonuçları Tablo 14’te yer almaktadır. Buna göre, Model I ve III için reel döviz kuruna ait öngörü hatalarındaki değişimlerin büyük bir kısmının reel şoklardan kaynaklandığı görülmektedir. Gerçekten, Model I’e göre reel şoklar, kısa dönemde, reel döviz kurundaki değişimlerin % 79’unu, Model III’e göre de % 81’ini açıklamaktadır. Uzun dönemde ise, azalma göstermesine rağmen her iki modele göre de, reel döviz kurlarındaki değişimlerin % 70’inden fazlası reel şoklar tarafından açıklanabilmektedir. Söz konusu sonuç Erhat ve Erhat’ın (1998) reel döviz kurunda görülen dalgalanmaların açıklanmasında reel şokların baskın bir role sahip olduğu sonuçla temelde tutarlılık göstermektedir. Nitekim, Erhat ve Erhat (1998)

kısa dönemde % 70 olan reel şokların reel döviz kurlarındaki değişimleri açıklama gücünün artarak uzun dönemde % 96'ya yükseldiğini ifade etmektedir. Bununla birlikte, Model I ve III'ten elde edilen sonuçlar, reel şokların halen baskın olmakla birlikte zaman içinde nominal şokların reel döviz kurlarındaki dalgalanmaları açıklama gücünün artış kaydettiğine işaret etmektedir. Kaldı ki, Model II ele alındığında, Model I ve III'ün aksine, nominal şokların reel döviz kurunun değişimi üzerindeki katkısının reel şoklara göre biraz daha yüksek olduğu görülmektedir. Gerçekten de, nominal şokların reel döviz kurundaki değişime olan katkısı kısa dönemde % 56 iken uzun dönemde % 60'a çıkmaktadır.

Tablo 14: Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Modeller	Döviz Kurları	Şoklar	Dönem Sayısı								
			1	3	6	9	12	24	36	48	∞
Model I	Reel	Reel	78,5	77,1	71,8	72,0	71,9	71,8	71,8	71,8	71,8
		Nominal	21,5	22,9	28,2	28,0	28,1	28,2	28,2	28,2	28,2
	Nominal	Reel	38,8	42,1	42,7	42,9	42,9	42,9	42,9	42,9	42,9
		Nominal	61,2	57,9	57,3	57,1	57,1	57,1	57,1	57,1	57,1
Model II	Reel	Reel	44,3	42,2	39,3	39,7	39,7	39,7	39,7	39,7	39,7
		Nominal	55,7	57,8	60,7	60,3	60,3	60,3	60,3	60,3	60,3
	Nominal	Reel	4,59	5,0	6,2	6,5	6,6	6,6	6,6	6,6	6,6
		Nominal	95,4	95,0	93,8	93,5	93,4	93,4	93,4	93,4	93,4
Model III	Reel	Reel	91,3	81,8	79,6	80,1	80,1	80,1	80,1	80,1	80,1
		Nominal	8,7	18,2	20,4	19,9	19,9	19,9	19,9	19,9	19,9
	Nominal	Reel	8,6	14,3	15,4	15,7	15,8	15,8	15,8	15,8	15,8
		Nominal	91,4	85,7	84,6	84,3	84,2	84,2	84,2	84,2	84,2

Notlar: (1) Reel döviz kuru olarak Model I'de *qCPI*, Model II'de *qPPI*, Model III'de ise *qDEF* kullanılmıştır. (2) Gecikme sayısı Model I için 6, Model II ve III için 5'tir. (3) *DO2* kukla değişkeni modellere dahil edilmiştir. (4) Tahmin aralığı 1987Q1-2010Q2'dir.

Reel şokların, nominal döviz kurlarının öngörü hatalarındaki değişimlere katkısı Model I için kısa dönemde % 39, uzun dönemde ise % 43 olarak bulunmaktadır. Model II'ye göre, nominal döviz kurlarının hareketlerinin % 5'i, Model III'e göre de % 9'u kısa dönemde reel şoklardan kaynaklanmaktadır. Uzun dönemde ise, reel şokların, nominal döviz kurlarındaki değişimlere katkısı Model II'de % 7'ye, Model III'te de % 16'ya yükselmektedir. Halbuki Erlat ve Erlat (1998) kısa dönemde % 14 olan reel şokların katkısının uzun dönemde ihmal edilebilir düzeye gerilediğini belirtmektedir. Tüm bu bulgular, Erlat ve Erlat (1998) tarafından yapılan çalışmaya kıyasla, nominal şokların reel döviz kurları, reel şokların ise nominal döviz kuru üzerindeki etkisinin zaman içinde arttığına işaret etmektedir.

5. Sonuç

1970'li yılların başlarında Bretton Woods sisteminin terk edilmesiyle birlikte dalgalanmaya bırakılan döviz kurlarında görülen dalgalanmaların artması, bu dalgalanmaların kaynaklarının araştırılmasının önemini artırmıştır. Literatürde, söz konusu dalgalanmaların kaynaklarının açıklanmasına yönelik iki farklı görüş geliştirilmiştir: Dengesizlik görüşü olarak adlandırılan ilki nominal şokların, denge görüşü olarak bilinen ikincisi ise reel şokların reel döviz kurlarında dalgalanmalara neden olduğunu ileri sürmektedir. Buna göre, dengesizlik görüşü nominal döviz kurunun şokların etkisini yayan bir özelliğe sahip olduğunu ve bu nedenle sabit döviz kuru rejiminin tercih edilmesini, denge görüşü ise, nominal döviz kurunun, aksine, şokların etkisinin soğutan bir yapıya sahip olduğunu ve bu nedenle dalgalı kur rejiminin benimsenmesi gerektiğini ileri sürmektedir.

Yapılan ampirik çalışmalar her iki görüşün de kabul edilebilir yanlarının olduğunu göstermektedir. Bu nedenle, hangi görüşün hangi ülke için geçerli olduğunun tespit edilebilmesi amacıyla ele alınan her bir ülke ayrı ayrı ampirik çalışmaya konu edilmiştir. Türkiye verileri kullanılarak döviz kurlarındaki dalgalanmaların kaynakları bilindiği kadarıyla sadece Erhat ve Erhat (1998) tarafından incelenmiştir. Bu çalışmada ise, Erhat ve Erhat'tan (1998) farklı olarak, yurt dışı ekonomi sadece tek bir ülkeye, ABD'ye, indirgenmiş, ancak fiyat düzeyi olarak tüketici fiyatı, üretici fiyatı ve gayri safi yurt içi hasıla deflatörü kullanılarak çeşitlendirilmiş, incelenen dönem ise 1987 yılının ilk çeyreği ile 2010 yılının ikinci çeyreği olarak seçilerek günümüze kadar taşınmıştır. Bu çerçevede, üç farklı model oluşturularak reel ve nominal şokların, reel ve nominal döviz kurları üzerindeki etkileri Blanchard ve Quah (1989) ve Lastrapes (1992) tarafından ortaya konulan model ekseninde incelenmiştir. Yapılan detaylı araştırmada, birinci farkları alınması halinde durağan hale gelen reel döviz kurları ile nominal döviz kuru arasında herhangi bir uzun dönemli ilişki olmadığı ve 2002 yılı başında hayata geçirilen örtük enflasyon hedeflemesi rejiminin modelde yapısal kırılmaya yol açtığı belirlenmiştir. Buna göre, reel döviz kurunun tüketici fiyatı ve gayrisafi yurt içi hasıla deflatörünün kullanılarak hesaplanması durumunda reel döviz kurlarındaki dalgalanmaların asıl kaynağının reel şoklar olduğu tespit edilmesine karşın, Erhat ve Erhat'tan (1998) farklı olarak reel şokların söz konusu değişimler üzerindeki katkısının daha düşük düzeyde olduğu anlaşılmıştır. Kaldı ki, fiyat düzeyi olarak

üretici fiyatının kullanılması durumunda ise, nominal şokların daha baskın olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Hakeza, Erlat ve Erlat'ın (1998) çalışmasında olduğu gibi, nominal döviz kuru üzerinde reel şoklara kıyasla nominal şokların daha etkin olduğu görülmesine rağmen, reel şokların söz konusu etkisinin yok sayılabilecek düzeyde de olmadığı belirlenmiştir. Buradan hareketle, elde edilen bulgular, Erlat ve Erlat'ın (1998) çalışmasına nazaran veri setinin güncellenmesi ve yapısal kırılmaların dikkate alınması halinde zaman içinde nominal şokların reel döviz kurları, reel şokların ise nominal döviz kuru üzerindeki etkisinin göz ardı edilemeyeceğini göstermektedir.

Modellere göre farklılık göstermekle birlikte, reel döviz kurlarında görülen dalgalanmalarının genelde reel şoklardan kaynaklanması bazı politik çıkarımlarda bulunmaya imkan vermektedir: İlk olarak, Türkiye ekonomisinin uluslararası düzeyde rekabetçiliğinin artırılması için esas olarak etkinlik, teknoloji ve verimliliğin iyileştirilmesi gibi ekonominin reel tarafına odaklanılmalıdır. İkinci olarak, döviz kurlarının dinamik yapısı incelenirken denge görüşü dikkate alınmalıdır. Bununla birlikte, reel döviz kuru hareketleri üzerinde nominal şokların etkisinin nispeten artması nedeniyle para politikaları da tamamen ihmal edilmemelidir. Diğer yandan, gözlemlenemeyen yapısal şokların ekonomik teoriye uygun olmakla birlikte ancak bazı kısıtlamaların getirilerek tahmin edildiği ve reel döviz kurunun farklı fiyat düzeylerine göre hesaplanması durumunda farklı sonuçlara ulaşılabilirdiği gözden kaçırılmamalıdır. Bu nedenle, herhangi bir politika belirlemeden önce alternatif yaklaşımlarla elde edilecek sonuçların da dikkate alınması gerekmektedir.

Kaynakça

1. Ahmad, A. H. ve Pentecost, E. J.. (2009). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: Empirical Evidence from Nine African Countries. *Manchester School*, 77(s1): 66-84.
2. Aleisa, E. A. ve Dibooğlu, S.. (2002). Sources of Real Exchange Rate Movements in Saudi Arabia. *Journal of Economics and Finance*, 26(1): 101-110.
3. Alexius, A.. (2001). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in the Nordic Countries. *Scandinavian Journal of Economics*, 103(2): 317-331.
4. An, L. ve Kim, Y.. (2010). Sources of Exchange Rate Movements in Japan: Is the Exchange Rate a Shock-Absorber or a Source of Shock?. *Review of International Economics*, 18(2): 265-276.
5. Astley, M. S. ve Garratt, A.. (2000). Exchange Rates and Prices: Sources of Sterling Real Exchange Rate Fluctuations 1973-94. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62(4): 491-509.
6. Bai, J., Lumsdaine, R. L. ve Stock, J. H.. (1998). Testing for and Dating Common Breaks in Multivariate Time Series. *Review of Economic Studies*, 65(2): 395-432.
7. Banerjee, A., Lumsdaine, R. L. ve Stock, J. H.. (1992). Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend Break Hypotheses: Theory and International Evidence, *Journal of Economic Statistics*, 10(3): 271-287.
8. Bernanke, B.. (1986). Alternative Explanations of the Money-Income Correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25(1): 49-99.
9. Bhundia, A. ve Gottschalk, J.. (2003). Sources of Nominal Exchange Rate Fluctuations in South Africa. *International Monetary Fund Working Paper*, No: 03/252.
10. Bjørnland, H.. (2004). Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate in Venezuela. *Economics Bulletin*, 6(6): 1-8.

11. Blanchard, O. J. ve Quah, D.. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 79(4): 655-673.
12. Blanchard, O. J. ve Watson, M. W.. (1986). Are Business Cycles all Alike?. The American Business Cycle: Continuity and Change, (Ed.) R.J. Gordon. Chicago: University of Chicago Press.
13. Borghijs, A. ve Kuijs, L.. (2004). Exchange Rates in Central Europe: A Blessing or a Curse?. *International Monetary Fund Working Paper*, No: 04/2.
14. Brahmairene, T. ve Jiranyakul, K.. (2004). Measuring Shocks to Exchange Rate under Floating Regime. *Journal of Economics and Economic Education Research*, 5(2): 53-68.
15. Branson, W.. (1979). Exchange Rate Dynamics and Monetary Policy. Inflation and Employment in Open Economies, (Ed.) A. Lindbeck. Amsterdam: North Holland.
16. Chadha, B. ve Prasad, E.. (1997). Real Exchange Rate Fluctuations and the Business Cycle: Evidence from Japan. *International Monetary Fund Staff Papers*, 44(3): 328-355.
17. Chen, S.-L. ve Wu, J.-L.. (1997). Sources of Real Exchange-Rate Fluctuations: Empirical Evidence from Four Pacific Basin Countries. *Southern Economic Journal*, 63(3): 776-787.
18. Chen, S.-S.. (2004). Real Exchange Rate Fluctuations and Monetary Shocks: A Revisit. *Journal of Finance and Economics*, 9(1): 25-32.
19. Chowdhury, I. S.. (2004). Sources of Exchange Rate Fluctuations: Empirical Evidence from Six Emerging Market Countries. *Applied Financial Economics*, 14(10): 697-705.
20. Clarida, R. ve Galí, J.. (1994). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41(1): 1-56.

21. Detken, C., Dieppe, A., Henry, J. ve Smets, F.. (2002). Determinants of the Effective Real Exchange Rate of the Synthetic Euro: Alternative Methodological Approaches. *Australian Economic Papers*, 41(4): 404-436.
22. Diboğlu, S. ve Kutan, A. M.. (2001). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in Transition Economies: The Case of Poland and Hungary. *Journal of Comparative Economics*, 29(2): 257-275.
23. Dickey, D. A. ve Fuller, W. A.. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366): 427-431.
24. Dickey, D. A. ve Fuller, W. A.. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4): 1057-1072.
25. Dornbusch, R.. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6): 1161-1176.
26. Doornik, J. A.. (1998). Approximations to the Asymptotic Distributions of Cointegration Tests. *Journal of Economic Surveys*, 12(5): 573-593.
27. Döpke, J., Gottschalk, J. ve Kamps, C.. (2001). Sources of Euro Real Exchange Rate Fluctuations: What is Behind the Euro Weakness in 1999-2000?. *Kiel Working Paper*, No: 1050.
28. Elliott, G. Rothenberg, T. J. ve Stock, J. H.. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64(4): 813-836.
29. Enders, W. ve Lee, B.-S.. (1997). Accounting for Real and Nominal Exchange Rate Movements in the Post-Bretton Woods Period. *Journal of International Money and Finance*, 16(2): 233-254.
30. Engle, R. F. ve Granger, C. W. J.. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2): 251-276.
31. Erlat, H. ve Erlat, G.. (1998). Permanent and Transitory Shocks on Real and Nominal Exchange Rates in Turkey During the Post-1980 Period. *Atlantic Economic Journal*, 26(4): 379-396.

32. Farrant, K. ve Peersman, G.. (2006). Is the Exchange Rate a Shock Absorber or a Source of Shocks? New Empirical Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(4): 939-961.
33. Fleming, J. M.. (1962). Domestic Financial Policies under Fixed and Floating Exchange Rates. *International Monetary Fund Staff Papers*, 9(3): 369-375.
34. Flood, R.. (1981). Explanations of Exchange Rate Volatility and Other Empirical Regularities in Some Popular Models of the Foreign Exchange Market. *Carnegie-Rochester of the Conference Series on Public Policy*, 15(1): 219-250.
35. Funke, M.. (2000). Macroeconomic Shocks in Euroland vs. the UK: Supply, Demand, or Nominal?. *European University Institute Working Paper*, No: 2000/37.
36. Garrant, A., Lee, K., Pesaran, M. H. ve Shin, Y.. (2003). A Long-Run Structural Macroeconometric Model of the UK. *Economic Journal*, 113(487): 412-455.
37. Gonzalo, J. ve Ng, S.. (2001). A Systematic Framework for Analyzing the Dynamic Effects of Permanent and Transitory Shocks. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(1): 1527-1546.
38. Gregory, A. W. ve Hansen, B.E.. (1996). Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(3): 555-560.
39. Ha, I.-B, Lee, B.-S. ve Cheong, C.. (2007). What Caused the Korean Currency Crisis in 1997?: Weak Fundamentals or Self-Fulfilling Expectations. *Asian Economic Journal*, 21(2): 195-206.
40. Hamori, S. ve Hamori, N.. (2007). Sources of Real and Nominal Exchange Rate Movements for the Euro. *Economics Bulletin*, 6(32): 1-10.
41. Hansen, B. E.. (1992). Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends. *Journal of Econometric*, 53(1-3): 87-121.

42. Huang, K. X. D. ve Suchada, T.. (2003). Sources of Exchange Rate Fluctuations: The Cases of Mexico and Thailand in the Aftermaths of their Recent Currency Crises. *Annals of Economics and Finance*, 4(2): 375-400.
43. Inoue, T. ve Hamori, S.. (2009). What Explains Real and Nominal Exchange Rate Fluctuations?: Evidence from SVAR Analysis for India. *Economics Bulletin*, 29(4): 2803-2815.
44. Johansen, S.. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economics and Dynamic Control*, 12(2-3): 231-254.
45. Johansen, S.. (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration: Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6): 1551-1580.
46. Johansen, S.. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford: Oxford University Press.
47. Johansen, S., Mosconi, R. ve Nielsen, B.. (2000). Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend. *Econometrics Journal*, 3(2):216-249.
48. Juvenal, L.. (2009). Sources of Exchange Rate Fluctuations: Are They Real or Nominal?. *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper*, No: 2009/040.
49. Karunaratne, N. D.. (2002). Microeconomic Shocks, Depreciation and Inflation: An Australian Perspective. *University of Queensland School of Economics Discussion Paper*, No: 298.
50. Khan, M. L., Mohammad, S.D. ve Alamgir, K.. (2010). The Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in Pakistan. *European Journal of Social Sciences*, 14(1): 34-43.
51. Kim, S.-N. ve Lee, S.. (2008). The Role of the Exchange Rate in Korean Economy: A Shock Absorber or a Source of Shocks. *Journal of Economic Research*, 13(2): 303-324.
52. King, R., Plosser, C., Stock, J. ve Watson, M.. (1991). Stochastic Trends and Economic Fluctuations, *American Economic Review*, 81(4): 819-840.

53. Lanne, M., Lütkepohl, H. ve Saikkonen, P.. (2002). Comparison of Unit Root Tests for Time Series with Level Shifts. *Journal of Time Series Analysis*, 75(1): 109-114.
54. Lastrapes, W. D.. (1992). Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates. *Review of Economics and Statistics*, 74(3): 530-539.
55. Lee, J. ve Chinn, M. D.. (2006). Current Account and Real Exchange Rate Dynamics in the G7 Countries. *Journal of International Money and Finance*, 25(2): 257-274.
56. Lee, J. ve Strazicich, M. C.. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4): 1082-1089.
57. Lucas, R. E.. (1982). Interest Rates and Currency Prices in a Two Country World. *Journal of Monetary Economics*, 10(3): 335-359.
58. Lumsdaine, R. ve Papell, D.. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2): 212-218.
59. MacKinnon, J. G.. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6): 601-618.
60. McCallum, B. (1989). *Monetary Economics: Theory and Policy*, New York: Macmillan.
61. Meurers, M. (2006). Identifying Determinants of Germany's International Price Competitiveness: A Structural VAR Approach. *OECD Economics Department Working Paper*, No: 523.
62. Moore, T. ve Pentecost, E. J.. (2006). The Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in India. *Indian Economic Review*, 41(1): 9-23.
63. Morales-Zumaquero, A. (2006). Explaining Real Exchange Rate Fluctuations. *Journal of Applied Economics*, 9(2): 345-360.
64. Moura, G. ve Da Silva, S. (2011), Testing the Equilibrium Exchange Rate Model. *Applied Mathematical Sciences*, 5(20): 981-993.

65. Mundell, R. A.. (1962). The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy for Internal and External Stability, *International Monetary Fund Staff Papers*, 9(1): 70-79.
66. Mussa, M. (1982). A Model of Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 90(1): 74-104.
67. Mussa, M. (1986). Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25(1): 117-214.
68. Nasir, M. ve Malik, W. S.. (2011). Structural Decomposition of Exchange Rate Shocks in Pakistan: An Empirical Investigation using SVAR Methodology. *Transition Studies Review*, (ileriki sayılarda yayınlanacak).
69. Ng, S. ve Perron, P.. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, 69(6): 1519-1554.
70. Obstfeld, M.. (1985). Floating Exchange Rates: Experience and Prospects. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:369-450.
71. Ok, S., Kakinaka, M. ve Miyamoto, H.. (2010). Real Shock or Nominal Shock? Exchange Rate Movements in Cambodia and Lao PDR. *Singapore Economic Review*, 55(4): 685-703.
72. Park, J. Y.. (1992). Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica*, 60(1): 119-143.
73. Perron, P.. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6): 1361-1401.
74. Perron, P.. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80(2):355-385.
75. Phillips, P. C. B. ve Ouliaris, S.. (1990). Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica*, 58(1): 165-193.
76. Phillips, P. C. B. ve Perron, P.. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2): 335-346.
77. Qu, Z. ve Perron, P.. (2007). Estimating and Testing Structural Changes in Multivariate Regressions. *Econometrica*, 75(2): 459-502.

78. Rogers, J. H.. (1999). Monetary Shocks and Real Exchange Rates. *Journal of International Economics*, 49(2): 269-288.
79. Saikkonen, P. ve Lütkepohl, H.. (2000). Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with an Intercept. *Econometric Theory*, 16(3): 373-406.
80. Saikkonen, P. ve Lütkepohl, H.. (2002). Testing for a Unit Root in a Time Series with a Level Shift at Unknown Time. *Econometric Theory*, 18(2): 313-348.
81. Sfia, M. D.. (2006). Tunisia: Sources of Real Exchange Rate Fluctuations. *William Davidson Institute Working Paper*, No: 880.
82. Shapiro, M. D. ve Watson, M. W.. (1988). Sources of Business Cycle Fluctuations. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No: 2589.
83. Sims, C. A.. (1986). Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Kış:2-16.
84. Soto, C.. (2003). The Effects of Nominal and Real Shocks on the Chilean Real Exchange Rate During the Nineties. *Central Bank of Chile Working Paper*, No: 220.
85. Stażka, A.. (2006). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in Central and Eastern Europe-Temporary or Permanent?. *CESifo Working Paper*, No: 1876.
86. Stażka-Gawrysiak, A.. (2009). The Shock Absorbing Capacity of the Flexible Exchange Rate in Poland. *Focus on European Economic Integration*, 4:54-70.
87. Stock, J. ve Watson, M.. (2005). Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics. *Journal of the European Association*, 3(5): 405-430.
88. Stockman, A. C.. (1980). A Theory of Exchange Rate Determination. *Journal of Political Economy*, 88(4): 673-698.
89. Stockman, A. C.. (1983). Real Exchange Rates under Alternative Nominal Exchange Rate Systems. *Journal of International Money and Finance*, 2(2): 147-166.

90. Stockman, A. C.. (1988). Real Exchange Rate Variability under Pegged and Floating Nominal Exchange Rate Systems: An Equilibrium Theory. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29(1): 259-294.
91. Svensson, L. E. O.. (1985). Currency Prices, Terms of Trade, and Interest Rates: A General Equilibrium Asset Pricing, Cash-in-Advance Approach. *Journal of International Economics*, 18(1-2): 17-41.
92. Thomas, A.. (1997). Is the Exchange Rate a Shock Absorber? The Case of Sweden. *International Monetary Fund Working Paper*, No: 97/176.
93. Tien, P.-L.. (2009). Using Long-Run Restrictions to Investigate the Sources of Exchange Rate Fluctuations. *Westleyan Economic Working Paper*, No: 2009-004.
94. Trenkler, C.. (2008). Determining p-Values for Systems Cointegration Tests with a Prior Adjustment for Deterministic Terms. *Computational Statistics*, 23(1): 19-39.
95. Wang, T.. (2005). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in China. *Journal of Comparative Statistics*, 33(4):753-771.
96. Weber, A. A.. (1997). Sources of Purchasing Power Disparities between the G3 Economies. *Journal of the Japanese and International Economies*, 11(4): 548-583.
97. Zhang, Z., Sato, K. ve McAleer, M.. (2004). Asian Monetary Integration: A Structural VAR Approach. *Mathematics and Computers in Simulation*, 64(3-4): 447-458.
98. Zivot, E. ve Andrews, D. W. K.. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3): 251-270.