

TÜRKİYE’DE DÖVİZ KURU KANALI: 2002-2008 DÖNEMİ¹

Yrd. Doç. Dr. Özer ARABACI
Uludağ Üniversitesi İİBF
Ekonometri Bölümü
ozerarabaci@uludag.edu.tr

Arş. Gör. Dr. Meryem FİLİZ BAŞTÜRK
Uludağ Üniversitesi İİBF
İktisat Bölümü
meryemfiliz@uludag.edu.tr

ÖZET

Bu çalışmada son iki IMF anlaşmasının geçerli olduğu dönemde döviz kuru kanalının işleyişi incelenmektedir. Bu amaçla, ilk olarak bir politika şoku içinde döviz kuru ağırlığı tahmin edilmiş, ardından ele alınan dönem içerisinde bir yapısal farklılık olup olmadığı test edilmiştir. Elde ettiğimiz bulgulara dayanarak, bir politika şoku içerisinde döviz kurunun ağırlığının, tüm dönem için sabit olmadığı, 2002-2004 döneminde yaklaşık olarak 0.30, 2004-2006 döneminde yaklaşık olarak 0.18 ve 2006-2008 döneminde ise yaklaşık olarak 0.10 olduğu söylenebilir. Ayrıca, VAR modelinin parametrelerin ele alınan dönem boyunca istikrarlı olmadığı ve 2006 yılı öncesi ve sonrası dönemlerin yapısal olarak farklılık gösterdiği belirlenmiştir. Geçiş etkisinin, 2002-2004 döneminde yüksek, 2004-2006 döneminde ise göreceli olarak daha düşük olduğu, 2006-2008 dönemindeyse oldukça azaldığı, bunlara ek olarak, tanımlama probleminin çözülmüş olmasına rağmen, mali baskınlığın etkisiyle 2002-2006 döneminde kapsanmamış faiz oranı paritesinin beklendiği şekilde çalışmadığı, döviz kuru paradoksuna yol açtığı, 2006 sonrası dönemde ise döviz kuru paradoksunun ortadan kalktığı gözlemlenmiştir.

Anahtar Sözcükler: Tanımlama Problemi, Ayrık Örneklem Chow Testi, Mali Baskınlık, Geçiş Etkisi, VAR Analizi

EXCHANGE RATE CHANNEL IN TURKEY: 2002-2008 PERIOD

ABSTRACT

In this study, the functioning of the exchange rate channel is analyzed within the term that the last two IMF agreements were valid. For this purpose, the weight of the exchange rate within a policy shock is estimated in the first place and after that it is tested whether there is a structural difference during the term analyzed. Based on the findings gained, it can be stated that the weight of the exchange rate within a policy shock is not stable for the whole term; it is approximately equal to 0.30 for the 2002-2004 term, 0.18 for the 2006-2008 term and 0.10 for the 2006-2008 term. In addition, it is detected that the parameters of the VAR model are not stable during the term analyzed and there is a structural differences between pre and post 2006 era. Moreover, it is observed that the exchange rate pass through is high within the 2002-2004 term whereas relatively lower within the 2004-2006 term and distinctly low in the 2006-2008 term; besides, in spite of the fact that the identification problem has been solved, the uncovered interest rate parity didn't work as expected with the effect of fiscal domination and caused exchange rate puzzle and that the exchange rate puzzle is suppressed in the post 2006 term.

Keywords: Identification Problem, Sample Split Chow Test, Fiscal Dominance, Exchange Rate Pass Through, VAR Analysis.

¹ Bu çalışmada “Türkiye’de Parasal Geçiş Mekanizmalarının Etkinliği Üzerine Teorik ve Ampirik Bir İnceleme” başlıklı doktora tezinden yararlanılmıştır.

1. Giriş

Para politikası toplam talep ve enflasyonu parasal aktarım kanalları vasıtasıyla etkiler. Literatürde aktarım kanalları faiz oranı, döviz kuru, varlık fiyatları ve kredi kanalı başlıkları altında incelenmektedir. Para politikasının ekonomiyi hangi kanallar aracılığı ile ne kadar süre etkilediği politika yapıcılar açısından büyük önem taşır. Zira oluşturdukları politikalar bu çerçevede şekillenir. Küreselleşme ve sermaye hareketlerinin serbestleşmesiyle birlikte, ekonomiler arasındaki etkileşim büyük oranda artmıştır. Ayrıca esnek döviz kurlarının ülkeler arasında yaygın olarak kullanılmaya başlanması, para politikasının döviz kurları üzerinden toplam talep ve enflasyonu etkileme sürecinin incelenmesini gerekli kılar (Mishkin, 1995:5). Açık bir ekonomide ve enflasyon hedeflemesi rejimi altında, döviz kurunun enflasyon ve toplam talep üzerindeki etkisi farklı sonuçlar ortaya çıkarabilir. Geleneksel faiz oranı kanalından farklı olarak, döviz kuru kanalının etkisine de dikkat edilmesi gereklidir (Smets & Wouters, 1999:489). Bu doğrultuda döviz kuru kanalının aktarım mekanizmasında önemli bir rol üstlendiği söylenebilir.

1989 yılından itibaren kontrollü döviz kuru rejimi uygulanan Türkiye ekonomisinde, döviz kurunun enflasyonu kontrol etmek için kullandığı ve iktisadi birimlerin bekleyişlerini döviz kurundaki değişikliklere göre şekillendirdiği rejim, Şubat 2001’de yaşanan krizden sonra esnek döviz kuru sistemine geçilmesiyle son bulmuştur. Ardından 2002 başında örtük enflasyon hedeflemesi uygulanmaya başlanmıştır. Bu yeni rejimde kısa vadeli faiz oranları temel para politikası aracı olarak kullanılmış ve bunun yanında parasal performans kriterleri ile gösterge niteliğindeki hedefler de gözetilmiştir (TCMB, 2004a:25). Döviz kurları ise bu rejimde politika aracı olmaktan çıkıp dalgalanmaya bırakılmış ve fiyatı da piyasadaki arz ve talebe göre belirlenmeye başlamıştır. Bu durumda, döviz kurlarının volatilitesi artar ve ekonomik aktörlerin kararlarını yönlendirerek enflasyonu belirleme gücü azalır (Başcı vd., 2007:2). Ayrıca, Merkez Bankası’na sağlanan araç bağımsızlığı, dalgalı döviz kuruna geçilmesi ve Mayıs 2001’de uygulanmaya başlanan “Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı” gibi gelişmeler de iktisadi birimlerin fiyatlama davranışında değişikliğe yol açarak zamanla geçmiş enflasyon yerine bugünkü enflasyona göre davranışlarını oluşturmalarına yol açmıştır. Yaşanan bu gelişmeler döviz kurlarının enflasyon üzerindeki belirleyiciliğini de önemli ölçüde etkilemiş ve değiştirmiştir (TCMB, 2004b:7-8). “Döviz kurlarındaki artışın yurtiçi enflasyonu etkilemesi” olarak ifade edilen döviz kurundan fiyatlara geçiş etkisinin de bu gelişmeler doğrultusunda azalması beklenir (TCMB, 2003:14). Örneğin, Kara vd. (2005) ve Kara ve Ögünç (2008), enflasyon hedeflemesi rejimine geçildikten sonra geçiş etkisinin zayıfladığını belirtmişler ve geçiş etkisinin azalmasını da, merkez bankasının uyguladığı politikanın kredibilitésinin artması, bireylerin endeksleme davranışlarının değişmesi ve döviz kurunun tahmin edilmesinin zorlaşması gibi çeşitli faktörlere bağlayarak açıklamışlardır. Benzer şekilde, Volkan vd. (2007), 1994.04-2006.12 aralığını kapsayan çalışmalarında, 2003 yılı başından itibaren, geçiş etkisinin azaldığını ifade etmişlerdir. Bu çalışmalar geçiş etkisinin dalgalı döviz kuru rejimine geçildikten sonra azaldığını vurgulasalar da hala önemini korumaya devam ettiği sonucuna da ulaşmışlardır. Söz konusu durum ekonomik aktörlerin endeksleme davranışının değiştiği ama döviz kurunun ara mallarının oluşturduğu maliyetler yoluyla ve ithal fiyatlarıyla etkisini sürdürdüğü şeklinde yorumlanabilir (TCMB, 2004a:11-12).

Literatürde döviz kuru kanalını inceleyen çalışmalar, diğer aktarım kanallarını inceleyen çalışmalara oranla daha az sayıdadır. Bunun bir nedeni gelişmiş ekonomilerde bu kanalın etkisinin düşük olmasıdır. Smets ve Wouters (1999) tarafından Almanya için döviz kuru kanalı 1975-1997 dönemi bazında ele alınmıştır. Yapılan çalışmada para politikası şokunu tanımlamada döviz kurunun rolü dikkate alınmış ve döviz kuru aktarım mekanizmasının çıktı ve fiyatlar üzerindeki etkisi incelenmiştir. Bu doğrultuda sıkı para politikası sonucu yerli paranın değerlendirildiği, bunun da ithal edilebilir malların fiyatları üzerinde doğrudan etkiye sahip olduğu, ayrıca göreceli fiyat etkisi yoluyla net ihracat üzerinde güçlü etkisi olduğu belirtilmiştir. Smets (1997) tarafından Almanya, Fransa ve İtalya için yapılan çalışmada, üç ülke için de sıkı para politikası sonucu açık faiz oranı paritesine uygun sonuçlar elde edildiği ifade edilmiştir. Barran vd.(1996) tarafından dokuz Avrupa Birliği üyesi ülkede (Avusturya, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, İtalya, Hollanda, İspanya, İngiltere) para politikasının etkileri incelenmiştir. Döviz kuru kanalının çalışması iki koşulun varlığına dayandırılmıştır. İlk koşul sıkı para politikası ile yerli paranın değerlendirilmesi arasında bir ilişki vardır, ikincisi de bu değerlendirilme çıktı ve fiyatları azaltmaktadır. Bu doğrultuda döviz kuru kanalının sadece İspanya’da işlediği, diğer ülkelerde çalışmadığı belirtilmiştir. Nagayasu (2007) tarafından yapılan çalışmada Japonya’nın resesyondan çıkması için döviz kuru kanalının bir rolünün olmadığı ifade edilmiştir. Cushman ve Zha (1997) tarafından, Kanada için yapılan çalışmada, sıkı para politikası sonucu, nominal ve reel faiz oranlarının yükseldiği ve yerli paranın değerlendirildiği belirtilmiştir. Buna paralel olarak döviz kuru ve faiz oranı paradokslarının geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Boughrara (2009), tarafından yapılan çalışmada Fas ve Tunus’ta aktarım kanalları incelenmiştir. Her iki ülkede de döviz kuru kanalının etkin bir şekilde işlemediği belirtilmiştir. Döviz kuru kanalının işlememesinde iki ülke arasındaki yapısal farklılıkların etkili olduğu ve bu doğrultuda Tunus’ta sürünen parite rejiminin takip edilmesine karşın Fas’ta döviz kurunun çok dar bir bant etrafında dalgalanmaya bırakılmasının belirleyici olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Türkiye özelinde de yalnızca döviz kuru kanalını inceleyen çalışmaların sayısı kısıtlıdır. Bu kanalı inceleyen çalışmalara örnek olarak Büyükkakın vd.(2009) ve Erdoğan ve Yıldırım (2008) verilebilir. Büyükkakın vd.(2009) çalışmalarında 1990:1-2007:9 döneminde döviz kuru kanalını incelemişlerdir. Etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması sonuçlarına göre, Türkiye’de döviz kuru kanalının çalıştığını belirtmişlerdir. Erdoğan ve Yıldırım (2008) 1995:1- 2006:12 dönemini ele almışlar ve ayrıca ele aldıkları dönemde yapısal kırılmanın söz konusu olup olmadığını incelemek için de Chow testi kullanmışlardır. Bu testin sonucuna göre, 1995:01-2000:10 ve 2001:03-2006:12 dönemleri arasında farklılık olduğunu ancak tüm örneklem için döviz kuru kanalının çalıştığını ifade etmişlerdir.

Ele aldığımız çalışma bu anlamda literatürdeki diğer çalışmalardan bazı farklılıklara sahiptir. İlk olarak, çalışmamızın ele aldığı dönem, IMF ile yapılan son iki stand by anlaşmasının geçerli olduğu 2002:01-2008:05 dönemini incelemektedir. Bu anlamda, Türkiye ekonomisinde ciddi değişimlerin yaşandığı bir dönemi kapsamaktadır. İkinci olarak, incelenen dönem içerisinde yapısal bir değişimin olup olmadığı, tahmin edilen VAR modelinde, özçıkırım (Bootstrap) metoduyla uygulanan Ayrık Örneklem (Sample Split) Chow testi kullanılarak tespit edilmekte ve VAR sistemi buna uygun olarak tekrar tahmin edilip, dönemler arasında etki tepki

fonksiyonlarındaki farklılaşma ortaya konulmaktadır. Üçüncü olarak ise tanımlama problemi bir politika şoku içerisinde döviz kurunun ağırlığı tahmin edilerek çözülmekte ve böylece bu problemten kaynaklanan, bir daraltıcı para politikası şoku sonucunda değer kazanması beklenen yerli paranın aksine değer kaybetmesi ve literatürde de döviz kuru paradoksu olarak adlandırılan durumun gözlemlenme olasılığı ortadan kaldırılmaktadır.

Elde edilen sonuçlara dayanarak, şu çıkarımları yapmak mümkündür. Bir politika şoku içerisinde döviz kurunun ağırlığı, ele aldığımız tüm dönem için sabit değildir. Döviz kuru ağırlığının 2002-2004 döneminde daha yüksek (yaklaşık 0.30), 2004-2006 döneminde görece daha düşük (yaklaşık olarak 0.18) ve 2006-2008 döneminde ise daha da düşük düzeye gerilediği (yaklaşık olarak 0.10) görülmektedir. Ayrıca, Ayrık Örneklem Chow testinin sonucuna göre, döviz kuru kanalı için tahmin edilen VAR modelinin parametrelerinin ele alınan dönem boyunca istikrarlı olduğu boş hipotezi reddedilmiş ve 2006 yılının öncesi ve sonrası dönemlerin yapısal olarak farklılık gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır. Bu doğrultuda, bir politika şoku içerisinde döviz kuru ağırlığı üç farklı oranda ve iki alt örnekleme ele alınmış ve 2002-2004 döneminde döviz kuru geçişkenliği göreceli olarak daha fazla, 2004-2006 döneminde daha düşük olduğu, 2006-2008 dönemi için ise, geçiş etkisinin oldukça azaldığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu etkilerin gözlemlendiği dönemler, Türkiye ekonomisinde mali baskınlığın seyri ile yüksek düzeyde bir paralellik göstermektedir. Ayrıca, mali baskınlığın yüksek olduğu dönemde, kapsamamış faiz oranı paritesi beklenenin tersi yönünde sonuç vermiştir. Diğer bir ifade ile tanımlanma problemi çözülmüş olmasına rağmen, mali baskınlığın yüksek olduğu dönemde döviz paradoksu gözlemlenmiş, mali baskınlığın düşmesiyle birlikte bu etki ortadan kalkmıştır.

Çalışmanın geri kalan kısmı şu şekilde düzenlenmiştir. İkinci bölümde döviz kuru kanalının çalışma mekanizması ele alınmış, 3. bölümde çalışmanın metodolojisi sunulmuş, 4. bölümde uygulama sonuçlarına yer verilmiş ve son bölümde genel bir değerlendirilmeye ayrılmıştır.

2. Döviz Kuru Kanalı Teorik Çerçeve

Hem toplam talep, hem toplam arz etkilerini kapsayan döviz kuru kanalının işleyiş şekli aşağıdaki gibi gösterilebilir (Mishkin, 2001:7; Mishkin, 1996:5; Mishkin, 1995:5; Loayza & Hebbel, 2002:5).

Para Arzı↓→Gecelik Faiz Oranları↑→Nominal Döviz Kuru↓→Net İhracat↓→GSYİH ↓

Daraltıcı bir para politikası sonucu yurt içi faiz oranları yurt dışı faiz oranlarına göre yükselir ve ülkeye sermaye girişi olur. Bu durumda ülke parası değerlendirilerek net ihracatı ve toplam talebi düşürür (de Bondt, 1997:5). Kapsanmamış faiz oranı paritesine göre, faiz oranı farklılıkları nominal döviz kurundaki değişim beklentisi toplamına eşittir. Bu durumda sıkı para politikası sonucu yerli paranın değer kazanması gerekir (Sekmen, 2012:153). Bu mekanizma döviz kurunun toplam talebi etkileme sürecini izah eder. Arz tarafında ise, ithal girdi maliyetlerinin etkisi söz konusudur. Politikanın yarattığı değerlendirme, ithal tüketim mallarının fiyatını düşürerek doğrudan, ithal girdi maliyetlerini azaltarak dolaylı yoldan enflasyonu düşürür. Ayrıca ithal girdi maliyetlerindeki azalma ekonomiye arz edilen mal miktarının artmasına yol açar

(Loayza & Hebbel, 2002:5). Bu durum da toplam talep üzerinde arttırıcı bir etkiye yol açabilir.

Ancak bir ekonomide mali baskınlık yüksek olduğunda kapsanmamış faiz oranı paritesi yukarıda ifade edildiği şekilde çalışmaz (Aktaş vd., 2005:7-9). Faiz oranları artışı, ilk olarak işlerin yolunda gitmediğine dair işaret olarak algılanır. Bu durumda risk primi yükselir, risk primindeki artış reel faiz oranı ve döviz kurunu arttırır. İkinci olarak borcun maliyeti arttığı için borcun sürdürülebilirliği ile ilgili şüpheler artar. Sonuçta, yabancı varlıklara talep artar ve yerli para değer kaybeder. Bu durum, döviz kurundan fiyatlara geçiş etkisi belirgin olduğunda da enflasyona yol açar (Blanchard, 2004:32 ; Ersel & Özatay, 2008:41 ; Özatay, 2011:162). Döviz kuru üzerindeki nihai etkiyi hangi kanalın daha baskın olduğu belirler. Normal ekonomi koşullarında kapsanmamış faiz oranı paritesi koşulları geçerli iken, mali baskınlık yüksek olduğunda risk primi belirleyici olabilmektedir (Aktaş vd., 2005:9).

Bu kanal esnek döviz kuru rejimi altında ve küçük açık ekonomilerde etkisini daha belirgin bir şekilde gösterir (Boivin vd., 2010:15; Cushman & Zha, 1997: 433-434). Mohanty ve Turner, (2008:15) tarafından bu durumun sebepleri şu şekilde ifade edilmiştir. İlk olarak küçük açık ekonomilerde döviz kurunun talep üzerindeki belirleyici etkisi fazladır. İkinci olarak döviz kuru bu ülkelerde firma ve hane halkının enflasyon beklentilerini oluştururken dikkate aldığı temel değişkenlerden birini oluşturur. Çünkü bu ülkelerin yaşadıkları krizler firmaların döviz kuru değişikliklerine odaklanmasına yol açmıştır. Zira enflasyon tahminlerini ve yatırımlarını kendi ülke paralarına göre yaptıklarında bundan büyük ölçüde zarar görebilirler. Son olarak da yine yaşanan krizlerle bağlantılı olarak insanlar kendi paralarına güven duymadıkları için, değer saklama ve yatırım aracı olarak yabancı paraları tercih etmelerinden dolayı varlıkların büyük kısmı yabancı para cinsinden tutulduğu için, döviz kuru değişiklikleri bilançolar üzerinde de büyük etkiye sahiptir.

3. Metodoloji

Ampirik çalışmalarda makroekonomik değişkenlerin para politikasına tepkileri VAR analizi kullanılarak değerlendirilmektedir. Bu analizle, parasal şoklara ilgili değişkenlerin tepkisi dinamik bir şekilde ele alınabilmektedir. Sims (1980), ekonomik modelde kullanılacak değişkenler arasında eş zamanlılık söz konusuysa bu değişkenlerin içsel mi dışsal mı olduğu konusunda ayrıştırma yapılmaması gerektiğini belirtmekte ve modelde kullanılacak tüm değişkenlerin içsel olarak ele alınması gerektiğini ileri sürmektedir. Değişkenlerin tamamının içsel olarak ele alınabilmesi ve yöntemin uygulamasının basit olması VAR modellerinin en önemli avantajı olmaktadır (Gujarati, 2006:749). Öte yandan VAR modelinde ele alınacak değişkenlerin hepsinin durağan olması ve modelin tahmininden önce doğru gecikme yapısına karar verilmesi gerekmektedir. Ayrıca, analizde elde edilen katsayıları yorumlama güçlüğünden dolayı, değişkenler arasındaki dinamik yapıyı açık bir şekilde gösteren ve değişkenin kendisindeki ve diğer tüm içsel değişkenlerdeki şoklara karşı tepkisini ortaya koyan etki tepki fonksiyonlarının yorumlanması önem kazanmıştır.

x_t , k sayıdaki içsel değişkenin bir vektörü ve A tahmin edilen katsayılar matrisini, L gecikme operatörünü ve u_t hata terimleri vektörünü göstermek üzere, bir VAR modeli,

$$x_t = A(L)x_{t-1} + u_t \quad (1)$$

şeklinde gösterilebilir. Eşitliğin sağ tarafında içsel değişkenlerin gecikmeli değerleri yer aldığından her bir eşitliğin tahmininde en küçük kareler yönteminin kullanılması tutarlı sonuçlar verecektir.

Diğer taraftan, ele alınan dönem içerisinde VAR modelinin yapısal bir istikrara sahip olup olmadığı da çalışmada test edilmiştir. Bu amaçla, Ayrık Örneklem Chow testi kullanılmıştır. Diebold ve Chen (1996) dinamik modellerde ve özellikle de ufak örneklemlerde Chow testi istatistiğinin dağılımının varsayılan χ^2 dağılımından ciddi boyutlarda farklı olduğunu belirtmişlerdir. Candelon ve Lütkepohl (2001) tarafından özellikle VAR modelleri için önerilen Ayrık Örneklem Chow testi her bir eşitliğe ayrı ayrı değil tüm sisteme uygulanır. Bu test, kalıntıların kovaryans matrisinin ele alınan dönem boyunca sabit olduğu varsayımını, VAR modelindeki katsayıların ele alınan dönem içerisinde değişkenlik gösterebileceği alternatifine karşı test eder (Candelon & Lütkepohl, 2001:156). Test istatistiği λ_{ss} ,

$$\lambda_{ss} = (T_1 + T_2) \log \left| \hat{\Sigma}_{1,2} \right| - T_1 \log \left| \hat{\Sigma}_1 \right| - T_2 \log \left| \hat{\Sigma}_2 \right| \quad (2)$$

şeklinde elde edilip, k serbestlik derecesiyle χ^2 dağılımına uyar. T gözlem sayısı, T_B kırılma dönemi, T_1 ilk gözlemden kırılma dönemine kadar ve T_2 kırılma döneminden son gözleme kadar olan alt örneklemleri \hat{u}_t , $\hat{u}_t^{(1)}$ ve $u_t^{(2)}$ sırasıyla T gözlem, ilk T_1 ve ikinci T_2 gözlem üzerinden tahmin edilen modellerin kalıntılarını göstermek üzere,

$$\hat{\Sigma}_{1,2} = (T_1 + T_2)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T_1} \hat{u}_t \hat{u}_t' + \sum_{t=T-T_2+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t' \right) \quad (3)$$

$$\hat{\Sigma}_1 = T_1^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T_1} \hat{u}_t^{(1)} \hat{u}_t^{(1)'} \right) \quad (4)$$

$$\hat{\Sigma}_2 = T_2^{-1} \left(\sum_{t=T-T_2+1}^T \hat{u}_t^{(2)} \hat{u}_t^{(2)'} \right) \quad (5)$$

elde edilir. k serbestlik derecesi ise, T_1 ve T_2 gözlemler üzerinden elde edilen modellerin toplam parametre sayısının, T gözlem üzerinden elde edilen modelin parametre sayısından farkı olarak belirlenir. Spesifik bir noktanın bir kırılma noktası olup olmadığı tek başına test edilebileceği gibi, belirli bir zaman aralığındaki tüm noktaların birer kırılma tarihi olabileceği yaklaşımıyla da test uygulanabilir (Weber vd.,

2010:3). λ_{ss} test istatistiği, merkezileştirilmiş kalıntılar kullanılarak elde edilmiş özçıkırım kalıntıları temel alınarak oluşturulan kritik değer λ_{ss}^* ile karşılaştırılır. Test için p değerleri, orijinal örneklemeden elde edilmiş test istatistiğini aşan özçıkırım istatistik değerlerinin sayısının, o nokta için hesaplanmış tüm özçıkırım istatistik değerlerinin sayısına oranı olarak hesaplanır (Candelon & Lütkepohl, 2001:157).

Öte yandan, Türkiye ekonomisi açık küçük bir ekonomi özelliği göstermekte ve bu nedenle dünyadaki gelişmelerin belirleyiciliği söz konusu olmaktadır (Leigh & Rossi 2002:3 ; Kara & Ögünç, 2005:12 ; Kara vd., 2005:23 ; TCMB, 2006:18). Bu yüzden döviz kuru kanalı analizinde bir para politikası şokunun bu etkileri de dikkate alan şekilde tanımlanması gerekmektedir. Aksi durumda, politika şokunun bu şekilde tanımlanmaması, döviz kuru paradoksuna yol açmaktadır. Bu durum, sıkı para politikası sonucu yerel paranın değer kazanması gerekirken, değer kaybetmesini ifade eder (Cushman & Zha, 1997:434). Nitekim Grilli ve Roubini (1995) tarafından G-7 ülkelerini kapsayan ve para politikası şoku olarak kısa vadeli faiz oranlarına bir şok uygulanmasını içeren çalışmada, Amerika Birleşik Devletleri dışındaki ülkelerde döviz kuru paradoksunun geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Literatürde döviz kuru paradoksuna yol açan bu tanımlama problemini çözmek için farklı yaklaşımları görmek mümkündür. Cushman ve Zha (1997) Kanada için yaptıkları çalışmada para politikasını yapısal bir model kullanarak ele almıştır. Benzer şekilde, Kim ve Roubini (2000), Sims ve Zha (1995)'nin yapısal VAR modelini açık ekonomi için uyarlama yoluyla döviz kuru paradoksuna çözüm getirmişlerdir. Bjørnland (2008, 2009) tarafından yapılan çalışmalarda da tanımlama problemi, para politikası şokunun reel döviz kuru üzerinde uzun dönemde dikkate değer etkiler yaratamayacağı varsayımıyla aşılmıştır.

Smets (1996) tarafından yapılan çalışmada ise tanımlama problemi politika şoku içerisinde döviz kuruna belirli bir ağırlık verilerek çözülmektedir. Bu yaklaşım, Smets (1997) ve Smets ve Wouters (1999)'da da aynı şekilde kullanılmıştır. Yöntem aslında parasal koşul endeksinin hesaplanması ve bu doğrultuda politika şokunun biçimlendirilmesi üzerine kuruludur. Daha açık bir ifade ile Smets (1996), Smets (1997) ve Smets ve Wouters (1999) tarafından kullanılan yaklaşım, Türkiye ekonomisi için bir VAR denklemi olarak aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$x_t = [y_t^f, i_t^f, y_t, p_t, i_t, s_t, nx_t, mpi_t, xp_t] \quad (6)$$

ve

$$x_t = A(L)x_{t-1} + u_t \quad (7)$$

Burada, y_t^f , ABD Gayri Safi Yurtiçi Hasılasını; i_t^f , ABD federal faiz oranı; y_t , Türkiye'nin Gayri Safi Yurtiçi Hasılasını; p_t , Türkiye'nin TÜFE' sini; i_t , Türkiye için Gecelik Faiz Oranlarını; s_t , Türkiye için reel efektif döviz kurunu; nx_t , Türkiye

için net ihracatı; mpi_t , Türkiye için ithalat fiyat endeksini ve xp_t , Türkiye için ihracat fiyat endeksini göstermektedir.

Bu VAR modeline döviz kurunun dahil edilmesi faiz oranı ve döviz kuru yeniliklerinin ayrıştırılmasını zorlaştırır (Smets, 1997:1). Çünkü, u_t^i ve u_t^s sırasıyla, yukarıdaki VAR sistemi içerisinde Gecelik Faiz Oranı denkleminin ve Reel Efektif Döviz Kuru denkleminin kalıntılarını göstermek üzere,

$$u_t^i = a_1 \varepsilon_t^p + a_2 \varepsilon_t^x \quad (8)$$

$$u_t^s = \beta_1 \varepsilon_t^p + \beta_2 \varepsilon_t^x \quad (9)$$

her iki denklemde ε_t^p , politika yeniliklerini ve ε_t^x , döviz kuru yeniliklerini içermektedir. Daha açık bir ifade ile (8) numaralı denklem merkez bankasının kısa dönemli faiz oranlarını kontrol ederken, bu faiz oranının, politika yeniliklerine (ε_t^p) ve de döviz kurundaki (ε_t^x) yeniliklere göre ayarlandığını ifade eder. Benzer şekilde, (9) numaralı denklem de, döviz kurunun, politika yeniliklerine ve döviz kuru yeniliklerine bağlı olduğunu gösterir (Smets, 1997:4).

Bu durumda, Smets (1996) tarafından önerilen çözüm, ilk olarak politika şokunun, (8) ve (9) numaralı denklemlerden hareketle, parasal koşul endeksine bağlı olarak,

$$\varepsilon_t^p = (1-w)u_t^i + wu_t^s \quad (10)$$

şeklinde ifade edilmesidir. Bu durumda, eğer w değeri biliniyorsa (örneğin, parasal koşul endeksinin uygulandığı Kanada ve Yeni Zellenda'da) tanımlama problemi çözülebilir. Ancak, Türkiye ekonomisi için w değeri ya da diğer bir ifade ile parasal koşul endeksi bilinmediğinden dolayı, w 'nin hesaplanması gerekmektedir.

Bu nedenle Smets (1997) takip edilerek, aşağıdaki (11) numaralı denklem Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) kullanılarak tahmin edilip, w değeri tahmin edilen parametre üzerinden hesaplanabilir. GMM, tek eşitlikli modellerde hata terimi ve regresörler arasında orthogonalite koşulu varsayımı yerine gelmediğinde, olağan en küçük kareler (OLS) tahmin yönteminin tahmincilerinin tutarsız olması nedeniyle kullanılır ve bu anlamda da en çok olabilirlik tahmin (MLE) yöntemine alternatif bir yöntem olup, veri setinin dağılımı üzerinde herhangi bir varsayımda bulunmaz. Öte yandan, GMM tahmin yöntemi enstrüman değişkene gerek duyan bir tahmin yöntemi olduğundan dolayı, Smets (1997) takip edilerek Türkiye ekonomisi için, Euro/Dolar kuru paritesi enstrüman değişken olarak kullanılmıştır.

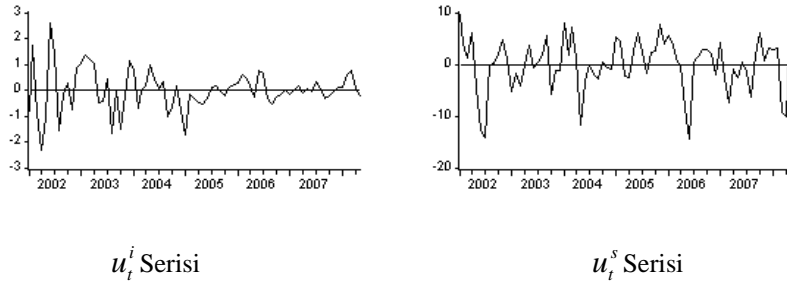
$$u_t^i = \frac{-w}{(1-w)} u_t^s + v_t \quad (11)$$

Son olarak, ele alınan tüm örneklem boyunca w 'nin sabit olduğunu düşünmek pek gerçekçi olamayacağından dolayı, (11) numaralı denklemin tahmininin ardışık olarak elde edilmesi daha uygun olacaktır.

4. Uygulama

Çalışmada 2002:01–2008:05 döneminde döviz kuru kanalının etkinliği VAR analizi kullanılarak araştırılmaktadır. Metodoloji bölümünde de belirtildiği gibi, öncelikle tanımlama probleminin çözülmesi gerekmektedir. Bu amaçla, öncelikle (6) numaralı VAR sistemine ilişkin tahmin edilen, Gecelik Faiz Oranları ve Reel Efektif Döviz Kuru denklemlerinin kalıntıların grafikleri aşağıda şekil 1'de sunulmuştur.

Şekil 1: Gecelik Faiz Oranları ve Reel Efektif Döviz Kuru Denklemlerinin Kalıntıları



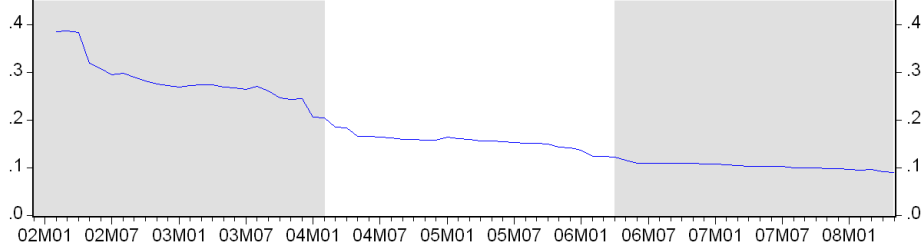
Aşağıda bu iki seri ele alınarak GMM ile tahmin edilen (11) numaralı denklemin tahmin sonucu verilmiştir. Parantez içindeki değer standart hatayı göstermektedir ve tahmin edilen parametre %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

$$u_t^i = -0.156 u_t^s + v_t \\ (0.04)$$

Tahmin edilen -0.156 değeri üzerinden hesaplanan w ya da diğer bir ifade ile parasal koşul endeksi değeri de yaklaşık olarak 0.13 değerine eşittir². Ayrıca aşırı belirlenme kısıtı için yapılan J testi test istatistiği 6.17×10^{-6} olarak hesaplanmış olup, bu değer %1 anlamlılık düzeyinde, 1 serbestlik dereceli χ^2 tablo değeri olan 6.64 değerinden ufak olduğundan dolayı, modelin geçerli olduğu boş hipotezi reddedilmemiştir. Öte yandan daha öncede belirtildiği gibi, Türkiye ekonomisi özelinde ele alınan dönem boyunca parasal koşul endeksinin sabit kaldığını düşünmek pek gerçekçi olmayacaktır. Bu nedenle tahmin ardışık olarak tekrar elde edilmiş ve aşağıda şekil 2'de sunulmuştur.

² $\frac{-w}{(1-w)} = -0.16$ ise $w \cong 0.13$

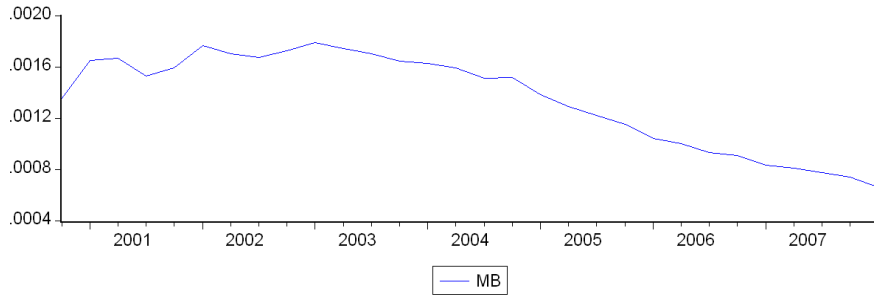
Şekil 2: Reel Döviz Kurunun Ağırlığının Ardışık Tahmini



Bu doğrultuda 2002-2004 döneminde bir politika şoku içerisinde döviz kuru ağırlığının (yaklaşık olarak 0.30) değeriyle daha belirgin, 2004-2006 döneminde görece daha düşük (yaklaşık olarak 0.18) ve 2006-2008 döneminde ise, ele alınan periyodun en düşük düzeye gerilediği (yaklaşık olarak 0.10) görülmektedir.

Elde edilen sonuçlar Türkiye ekonomisi özelinde döviz kurunun ağırlığının farklı değerler almasında, enflasyon rejimleri ve mali baskınlık kriterinin beraber düşünülmesi gereğini ortaya çıkarmıştır. 2002-2006 döneminde örtük enflasyon hedeflemesi rejimi geçerli olmuştur. Ancak bu dönem içerisinde özellikle 2004 yılının ortalarına kadar mali baskınlık yüksek düzeyde seyretmiştir. Söz konusu durum (şekil 3)'de net bir şekilde görülmektedir.

Şekil 3: Mali Baskınlık (Net Kamu Borcu / GSYİH)



Örtük enflasyon hedeflemesi rejiminin uygulandığı 2002-2006 dönemi içerisinde 2002-2004 döneminde döviz kurunun ağırlığı daha yüksek, mali baskınlığın azalmaya başladığı 2004-2006 döneminde ise döviz kurunun ağırlığının daha düşük olduğu gözlenmektedir. 2006-2008 döneminde ise döviz kurunun ağırlığının daha da düşük düzeye gerilemesi, Başçı vd. (2007)'de de belirtildiği gibi, mali baskınlığının önemli oranda gerilemesine ve bu doğrultuda ülkenin kredibilitesinin artmasına, dolarizasyonun azalmasına, açık enflasyon hedeflemesine geçilmesine, Avrupa Birliğine üyelik sürecinde yaşanan olumlu gelişmelere dayanmaktadır.

Çalışmada bu aşamadan sonra, döviz kuru kanalının işleyişi, ayrı bir VAR modeli kurularak ilgili politika şokuna söz konusu değişkenlerin tepkisi ile incelenmiştir³. Bu amaçla ele alınan model,

$$x_t = [LGSYİH, LTUFE, REDK, IFE, DTH, R] \quad (12)$$

ve

$$x_t = A(L)x_{t-1} + u_t \quad (13)$$

şeklinde dir. Aşağıda tablo 1’de analizde kullanılan değişkenlere ilişkin kısaltmalar ve nereden elde edildikleri yer almaktadır⁴.

Tablo 1: Analizde Kullanılan Değişkenler

LRGSYİH	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (Logaritmik Reel) Merkez Bankası
LTUFE	Tüketici Fiyat Endeksi (Logaritmik, 2003=100) Merkez Bankası
R	Gecelik Faiz Oranı (%) Merkez Bankası
REDK	Reel Efektif Döviz Kuru, (Logaritmik), Merkez Bankası
IFE	İthalat Fiyat Endeksi, (Logaritmik), Merkez Bankası
DTH	Dış Ticaret Hadleri, (Logaritmik), Merkez Bankası

VAR modelinde yer alan tüm değişkenlerin durağan olması gerekir. Bu nedenle değişkenlerin durağanlığının test edilmesinde Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ve Phillips Peron testi kullanılmıştır. Test için uygun gecikme yapısının belirlenmesinde Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) bilgi kriterlerine başvurulmuştur. Tablo 2’de ADF birim kök testi sonuçları verilmektedir.

Tablo 2: ADF Birim Kök Test Sonuçları

SERİLER	GECİKME UZUNLUĞU	TEST İSTATİSTİĞİ	KRİTİK DEĞER (%5)
LRGSYİH	1	-2.44	-1.95
LTUFE	11	-4.53	-3.48
R	1	-3.42	-2.90
REDK	1	-4.60	-3.48
IFE	6	-3.14	-2.90
DTH	11	-3.50	-3.48

³ Christiano et all. (1996), Smets (1996), Smets (1997) ve Smets ve Wouters (1999) benzer bir strateji ile ilk olarak tanımlama problemini çözmek için bir VAR modeli kullanmakta, daha sonra da politika şokuna tepkilerin ölçüldüğü ikinci bir VAR modeli tahmin edilmektedir.

⁴ Gecelik Faiz Oranları dışındaki değişkenlerde mevsimsel etki söz konusudur ve bu değişkenlerdeki mevsimsel etki X12 yöntemiyle arındırılmıştır.

Tablo 3: Phillips Perron Birim Kök Test Sonuçları

SERİLER	TEST İSTATİSTİĞİ	KRİTİK DEĞER (%5)
LRGSYİH	-2.63	-1.94
LTUFE	-6.47	-3.47
R	-4.02	-2.90
REDK	-3.55	-3.47
IFE	-4.43	-3.47
DTH	-2.99	-2.90

Tablo 2 ve Tablo 3’de, ADF ve PP testleri birbirlerini destekler şekilde tüm değişkenlerin seviyede durağan olduğu yönünde sonuç vermişlerdir. VAR modelinde ayrıca doğru gecikme yapısının belirlenmesi gerekir. Bunun için Son Tahmin Hatası (FPE), AIC, SIC ve Hannan-Quinn (HQ) kriterlerinden yararlanılmıştır. Bu kriterlere göre ulaşılan sonuçlar Tablo 4’de gösterilmiştir.

Tablo 4: Model İçin Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

GECİKME	FPE	AIC	SIC	HQ
0	-4.818634	3.25e-10	-4.625906	-4.742080
1	-18.20692	4.56e-16	-15.81839	-17.32865
2	-18.32386	5.01e-17*	-16.85782*	-17.67104*
3	-18.02721	6.49e-16	-14.36537	-16.57268
4	-17.86841	8.53e-16	-13.05021	-15.95456
5	-18.42956	5.93e-16	-12.45499	-16.05639
6	-18.65511	6.51e-16	-11.52417	-15.82261
7	-18.75825	9.72e-16	-10.47094	-15.46643
8	-19.31603*	1.23e-15	-9.872352	-15.56489
9	-18.69209	3.93e-15	-8.47299	-14.15602
10	-18.35438	3.51e-15	-7.12493	-14.23265
11	-18.15726	4.76e-15	-7.07194	-14.16303
12	-17.24531	3.63e-15	-6.67715	-13.16309

Tablo 4’de de görüldüğü şekilde AIC, SIC ve Hannan-Quinn (HQ) kriterlerinin ortak olarak işaret ettiği 2 gecikme uzunluğu modelin uygun gecikme yapısı olarak belirlenmiştir.

Söz konusu modelin hata terimlerinin otokorelasyonlu olup olmadığının tespiti için Lagrange Çarpanları (Lagrange Multiplier -LM) testi uygulanmıştır. LM testi sonuçları, Tablo 5’te sunulmaktadır. Gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenen model için LM testi için marjinal anlamlılık düzeyi (Prob.) değerlerinin ikinci gecikme için 0.05’ten büyük olması sebebiyle otokorelasyonun olmadığı varsayımı üzerine kurulu H_0 hipotezi reddedilememektedir. Sonuç olarak, LM test sonuçları hata terimlerinin otokorelasyonlu olmadığını göstermektedir.

Tablo 5: Otokorelasyon Test Sonuçları

Gecikme Uzunluğu	LMF istatistiği	Marjinal Anlamlılık Düzeyi
1	38.59	0.35
2	44.85	0.64

Hata terimlerinde serisel korelasyon sorunu olup olmadığının tespiti için hesaplanan Breusch – Godfrey testi sonuçları da tablo 6’da sunulmuştur. Hata terimlerinde serisel korelasyon olmadığı varsayımı üzerine kurulu H_0 reddedilememektedir.

Tablo 6: Breusch- Godfrey Serisel Korelasyon LM Test Sonuçları

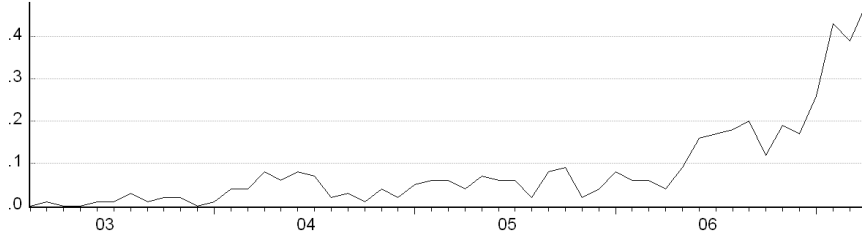
T*R ²	Marjinal Anlamlılık Düzeyi $\chi^2_{(2)}$
2.86	0.24

Hata terimlerinin kendi geçmiş değerlerinin değişen varyansa, ya da diğer bir ifade ile kalıntıların varyansının ardışık otokorelasyona (bağımlılık) yol açıp açmadığının tespiti için, ARCH LM testi uygulanmıştır. Aşağıda tablo 7’de ARCH LM testi sonuçlarına göre ARCH yapısı olmadığını gösteren H_0 hipotezi reddedilmemektedir.

Tablo 7: ARCH LM Testi Sonuçları

T*R ²	Marjinal Anlamlılık Düzeyi $\chi^2_{(2)}$
1.92	0.38

Bu aşamadan sonra model, 2 gecikme uzunluğunda tahmin edilerek etki tepki fonksiyonları yardımıyla politika şoklarının etkisi gözlenecektir. Ancak etki tepki fonksiyonları elde edilmeden önce ele alınan dönemin yapısal bir değişiklik içerip içermediğini görmek için Chow testinin özçıkırım versiyonu olan Ayrık Örneklem Chow testi uygulanmıştır.

Şekil: 4 Bin(1000) Tekrara Dayalı Ayrık Örneklem Chow Testi p Değerleri

Şekil 3’de bin özçıkırım değeri üzerinden hesaplanan p değerlerinin 2006 yılına kadar %5’in altında değeri aldığı, ardından da ciddi şekilde yükseldiği görülmektedir. Sonuçta, ayrık örneklem Chow testi, VAR modelinin parametrelerin ele alınan dönem boyunca istikrarlı olduğu boş hipotezinin red edilmesi gerektiğini işaret etmektedir.

Bu nedenle, 2002-2006 ve 2006-2008 dönemlerinin ayrı ayrı ele alınması gerekir. Bu doğrultuda ele alınan dönem VAR yöntemi ve aynı gecikme uzunluğu kullanılarak, fakat bu sefer iki kukla değişken içerecek şekilde tahmin edilmiştir. Kukla değişkenler; d_1 ve d_2 ,

$$d_1 = \begin{cases} 1 & t < 2006 \\ 0 & t \geq 2006 \end{cases} \quad d_2 = \begin{cases} 1 & t \geq 2006 \\ 0 & t < 2006 \end{cases}$$

şeklinde olup, tahmin edilen VAR modeli,

$$Y_t = \mu + A(L)d_1Y_{t-1} + B(L)d_2Y_{t-1} + e_t$$

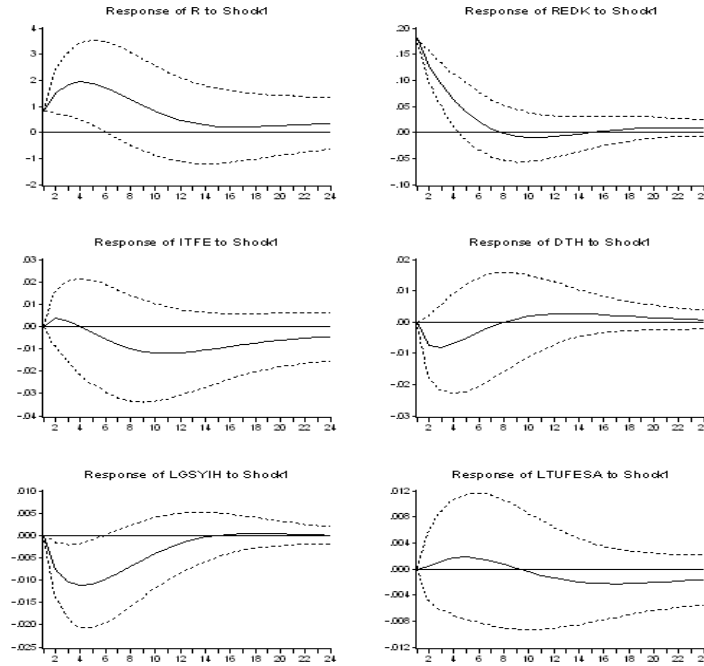
olarak ifade edilmektedir.

Burada, gecikmeli içsel değişkenlerin 2002 – 2006 dönemi için katsayıları $A(L)$, 2006–2008 dönemi için ise $B(L)$ olarak elde edilir. $A(L)+B(L)$ ise tüm örneklem için gecikmeli içsel değişkenlerin katsayılarını ifade ediyor olup, kukla değişkenlerin eklenmesinden önceki modelde elde edilen sonuçları verecektir⁵.

Ayrık örneklem Chow testi ile dönemlerin ayırımı yapılmış ve sonrasında politika şokuna reel efektif döviz kurunun, ithalat fiyatlarının, dış ticaret hadlerinin, GSYİH, TÜFE ve faiz oranının gösterdiği tepkiler incelenmiştir. İlk olarak 2002 – 2006 dönemi için politika şokunda döviz kurunun ağırlığı, $w = 0.30$ olacak şekilde, ardından da politika şokunda döviz kurunun ağırlığı $w = 0.18$ olacak şekilde etki tepki fonksiyonları elde edilmiştir.

⁵ Benzer bir yaklaşım Weber vd. (2010)’da aynı şekilde kullanılmaktadır.

Şekil 5: 2002–2006 Dönemi Etki Tepki Fonksiyonları (w = 0.30)

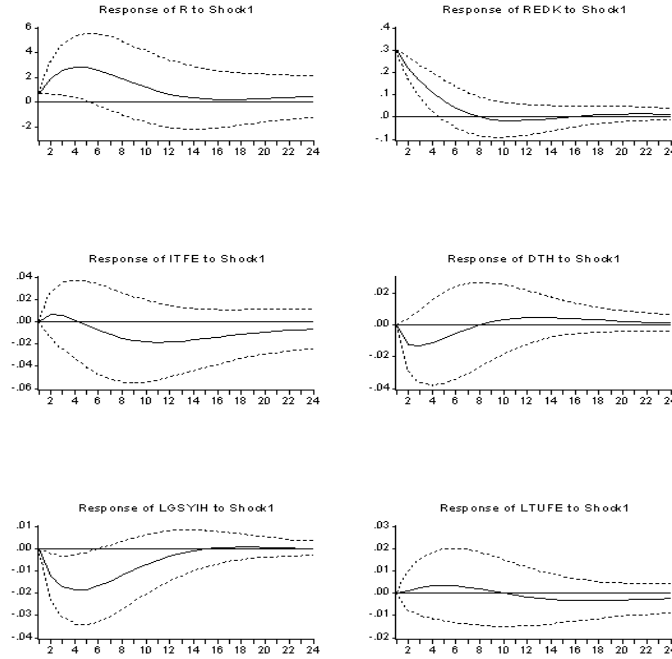


Daha öncede belirtildiği gibi, kapsanmamış faiz oranı paritesine göre, sıkı para politikası sonucu, yerli paranın değer kazanması gerekir. Ancak bir ekonomide mali baskınlık yüksek olduğunda kapsanmamış faiz oranı paritesi beklenildiği gibi çalışmaz. Zira para politikasının işleyişinde, para politikasının sadece kendi başına tutarlı olması yeterli olmayabilmekte, bu durumun tutarlı mali politikalarla da desteklenmesi gerekmektedir (Woodford, 2001:3). Ayrıca, böyle bir durum borcun sürdürülebilirliği ile ilgili şüpheleri arttırarak, ülkenin risk priminin yükselmesiyle sonuçlanır. Bu doğrultuda sermaye dışarı çıkar ve yerli para değer kaybeder. Risk primi artışı aynı zamanda reel faiz oranlarını ve döviz kurunu yükseltir (Aktaş vd., 2005:7 ; Ersel & Özatay, 2008:41). Söz konusu durum çalışmamızda Türkiye ekonomisinde mali baskınlığın yüksek olduğu dönemde de gözlemiştir. (şekil 5)'de yer alan etki-tepki fonksiyonlarında da görüldüğü gibi, sıkı para politikası sonucu düşmesi beklenen reel efektif döviz kuru başlangıçta tersi yönünde tepki vermiştir. Burada gözlenen döviz kuru paradoksu, tanımlama probleminden değil, söz konusu dönemde mali baskınlığın yüksek düzeylerde seyretmesinden kaynaklanmaktadır. Zira tanımlama problemi denklem 11'in tahmini ve bu doğrultuda bir politika şoku içerisinde döviz kurunun ağırlığının tanımlanmasıyla çözülmüştür. Politika şokuna ithalat fiyatları başlangıçta artarak tepki vermiş, üçüncü ayda maksimuma ulaştıktan sonra azalmaya başlamıştır. Enflasyonun da politika şokuna başlangıçta artarak tepki verdiği görülmektedir. Burada döviz kuru ithalat fiyatları üzerinden enflasyonu arttırmaktadır. Sıkı para politikası sonucu enflasyonun artarak tepki vermesi literatürde “fiyat paradoksu” olarak bilinmektedir. Aktaş vd., (2005:2) tarafından da ifade edildiği gibi fiyat paradoksu

gelişmiş ülkelerde VAR modellerinin eksik tanımlanmasından kaynaklanmaktadır. Ancak bu durum mali baskınlığın yüksek olduğu gelişmekte olan ülkelerin yapısal bir özelliğini oluşturmaktadır. Daraltıcı para politikası şokunun ardından ticaret hadlerinin de azaldığı gözlenmektedir. Ticaret hadlerindeki azalışın dördüncü dönemde maksimuma ulaştığı görülmekte ve sonrasında bu etki azalmaktadır. GSYİH’da politika şokuna azalarak tepki vermiştir. Dördüncü ayda tepki maksimuma ulaşmış ardından azalarak on dördüncü ayda etkisi kaybetmiştir.

Politika şokunda döviz kurunun ağırlığı $w = 0.18$ değeri baz alınarak tahmin edildiğinde ise döviz kurundan fiyatlara geçiş etkisinin düşük miktarda olmakla birlikte, azaldığı görülmektedir. Aynı yönde bir sonuç Smets ve Wouters (1999) tarafından Almanya için yapılan çalışmada da bulunmuştur. Diğer değişkenlerin politika şokuna gösterdiği tepkiler ele alındığında, reel efektif döviz kuru mali baskınlığın etkisinin tekrar gözlemlenmesiyle, beklenenin tersi yönde tepki vermiş ve yine döviz kuru paradoksuna rastlanılmıştır. Politika şokuna ticaret hadlerindeki azalma bu kez üçüncü ayda maksimum değerine ulaşmış ve ardından azalışa geçmiştir. GSYİH’nın da politika şokuna azalarak tepki verdiği görülmüştür.

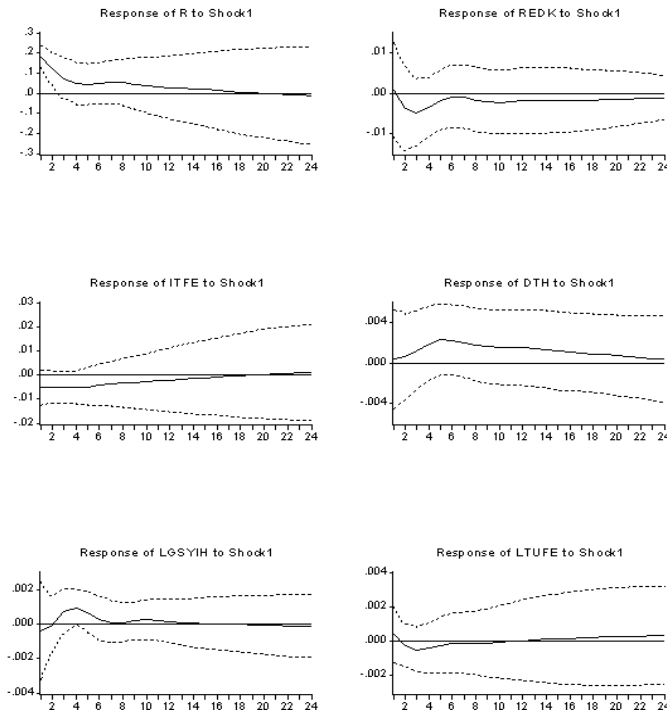
Şekil 6: 2002–2006 Dönemi Etki Tepki Fonksiyonları ($w=18$)



Son olarak $w = 0.10$ değeri baz alınarak tahmin edilen 2006-2008 dönemine ait etki-tepki fonksiyonları değerlendirildiğinde, döviz kurunun politika şokuna azalarak tepki verdiği gözlemlenmiştir. Bu sonuç, ekonomide mali baskınlığın önemli ölçüde azaldığı ve politika şokunun da döviz kurunun belirli bir ağırlığını içerecek şekilde tanımlandığı durumda döviz kuru paradoksunun oluşmadığı yönünde değerlendirilebilir. Bu dönemde ithalat fiyatları da politika şokuna azalarak tepki vermiştir. Ticaret hadleri

başlangıçta artmış beşinci ayda maksimum değerine ulaşmış ve hemen ardından azalış yönünde bir trende sahip olmuştur. Ticaret hadlerinde görülen bu artışların, ithalat fiyatlarının düşmesiyle ilgili olduğu düşünülebilir. İthalat fiyatlarındaki düşüşlerin etkisi, Türkiye gibi ara malı ithalatının yüksek düzeyde olduğu ekonomilerde, üretim maliyetlerini düşürerek GSYİH üzerinde arttırıcı tesirlerde bulunabilir. Burada politika şokuna azalarak tepki vermesi gereken GSYİH, etki-tepki fonksiyonlarında da görülebileceği şekilde, başlangıçta çok az azalmış, ardından artarak dördüncü ayda maksimum değerine ulaşmıştır. Söz konusu değer yedinci aydan itibaren de etkisini kaybettiği görülmüştür. Aynı dönemde enflasyonun ise politika şokuna azalarak tepki verdiği, ancak bu tepkinin çok kısa süreli olduğu sonucu elde edilmiştir.

Şekil 7: 2006–2008 Dönemi Etki Tepki Fonksiyonları (w=10)



5. Sonuç

Bu çalışma son iki IMF anlaşmasının geçerli olduğu dönem içerisinde, Türkiye ekonomisi için döviz kuru kanalının işleyişini ele almaktadır. Bu amaçla, ilk olarak bir politika şoku içinde döviz kuru ağırlığı Smets (1996), Smets (1997) ve Smets & Wouters (1999) tarafından kullanılan yaklaşım ile tahmin edilmiş, ardından döviz kuru kanalının işleyişine ilişkin ele alınan dönem içerisinde bir yapısal farklılık olup olmadığı Ayrık Örneklem Chow testi kullanılarak test edilmiştir.

Elde ettiğimiz bulgulara dayanarak, bir politika şoku içerisinde döviz kurunun ağırlığının, ele aldığımız tüm dönem için sabit olmadığı, 2002-2004 döneminde yaklaşık olarak 0.30, 2004-2006 döneminde yaklaşık olarak 0.18 ve 2006-2008

döneminde ise yaklaşık olarak 0.10 olduğu söylenebilir. Ayrıca, Ayrık Örneklem Chow testinin sonucuna göre de, döviz kuru kanalının işleyişine ilişkin tahmin edilen VAR modelinin parametrelerin ele alınan dönem boyunca istikrarlı olmadığı ve 2006 yılının öncesi ve sonrası dönemlerin yapısal olarak farklılık gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Bu sonuçtan hareketle, bir politika şoku içerisinde döviz kuru ağırlığı yukarıda belirtildiği gibi üç farklı oranda ve Ayrık Örneklem Chow testinin sonucuna göre de iki alt örnekleme ele alınarak elde edilen etki tepki fonksiyonlarının incelenmesi sonucunda *i*) 2002-2004 döneminde döviz kuru geçişkenliğinin göreceli olarak daha fazla *ii*) 2004-2006 döneminde ise daha düşük olduğu, *iii*) 2006-2008 dönemindeyse, geçiş etkisinin oldukça azaldığı, bunlara ek olarak, *iv*) tanımlama probleminin çözülmüş olmasına rağmen, 2002 – 2006 döneminde kapsanmamış faiz oranı paritesinin beklenenin tersi yönünde sonuç verdiği, diğer bir ifade ile döviz kuru paradoksunun ortaya çıktığı *v*) 2006 sonrası dönemde ise döviz kuru paradoksunun ortadan kalktığı gözlemlenmiştir.

Bu elde ettiğimiz sonuçlar, mali baskınlığın yüksek düzeyde seyrettiği dönem boyunca döviz kuru paradoksunun ortadan kalkmadığını göstermektedir. Geçiş etkisinin azalmasının ise mali baskınlık probleminin ortadan kalkmasıyla başladığı sonucuna ulaşılmakta ve Woodford (2001)' de de belirtildiği şekilde, tutarlı mali politikalarla desteklenen bir para politikasının önemine işaret etmektedir. Mali baskınlığının önemli oranda gerilemesinin yanında buna bağlı olarak dolarizasyonun ortadan kalktığı ve ayrıca açık enflasyon hedeflemesine geçilip, AB üyelik sürecinde olumlu gelişmelerin yaşandığı dönemde geçiş etkisi oldukça zayıflamış, döviz kuru paradoksu da ortadan kalkmıştır.

Kaynakça

- Aktaş, Z., Kaya, N., & Özlale, Ü. (2005). The price puzzle in emerging markets: evidence from the Turkish economy using “Model Based” risk premium derived from domestic fundamentals. *The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Working Paper*, 05/02.
- Barran, F., Coudert, V., & Mojon, B. (1996). The transmission of monetary policy in European countries. *CEPII, Document de travail*, 1996-03.
- Başçı, E., Özel, Ö., & Sarıkaya, Ç. (2007). The monetary transmission mechanism in Turkey: new developments. *The Central Bank of the Republic of Turkey Research and Monetary Policy Department Working Paper*, 07/04.
- Bjørnland, H. C. (2008). Monetary policy and exchange rate interactions in a small open economy. *The Scandinavian Journal of Economics*, 110(1), 197-221.
- Bjørnland, H. C. (2009). Monetary policy and exchange rate overshooting: Dornbusch was right after all. *Journal of International Economics*, 79(1), 64-77.
- Blanchard, O. (2004). Fiscal dominance and inflation targeting: Lessons from Brazil. *NBER Working Paper*, 10389. Retrieved 16 October, 2010, from, <http://www.nber.org/papers/w10389>

- Boivin, J., Kiley, M. T., & Mishkin, F. S. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time. *NBER Working Paper*, 15879. Retrieved 12 October, 2010, from, <http://www.nber.org/papers/w15879>
- Boughrara, A. (2009). Monetary transmission mechanisms in Morocco and Tunisia. *Economic Research Forum Working Paper Series*, 460.
- Büyükakın, F., Cengiz, V., & Türk, A. (2009). Parasal aktarım mekanizması: Türkiye’de döviz kuru kanalının VAR Analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(1), 171-198.
- Candelon B., & Lütkepohl, H. (2001). On the reliability of chow-type tests for parameter constancy in multivariate dynamic models. *Economics Letters*, 73(2), 155-160.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1996). The effects of monetary policy shocks: evidence from the flow of funds. *The Review of Economics and Statistics*, 78, 16-740.
- Cushman, O. D., & Zha, T. (1997). Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, 39, 433-448.
- De Bondt, G. J. (1997). Monetary transmission in six EU-Countries: An introduction and overview. *Research Memorandum WO&E*, nr, 527/9742. Retrieved 5 May, 2010. <http://ideas.repec.org/p/dnb/wormem/527.html>
- Diebold F. X., & Chen C. (1996). Testing structural stability with endogenous breakpoint: A size comparison of analytic and bootstrap procedures. *Journal of Econometrics*, 70(1) 221-241.
- Erdoğan, S., & Yıldırım, D. Ç. (2008). Türkiye’de döviz kuru kanalının işleyişi: VAR modeli ile bir analiz. *İ.Ü.Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 39, 95-108.
- Ersel, H., & Özatay, F. (2008). Fiscal dominance and inflation targeting: Lessons from Turkey. *Emerging Markets Finance & Trade*, 44(6), 38-51.
- Grilli, V., & Roubini, N. (1995). Liquidity and exchange rates: Puzzling evidence from the G-7 countries. *Yale University, CT Working paper*.
- Gujarati, D. N. (2006). *Temel Ekonometri*, (Çev. U. Senesen ve G. Gunluk Senesen). İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Kara, H., Küçük, H., Özlale, Ü., Tuğer, B., Yavuz, D., & Yücel, M. E. (2005). Exchange rate pass-through in Turkey: Has it changed and to what extent? *The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Working Paper*, 05/04.
- Kara, H., & Ögünç, F. (2005). Exchange rate pass-through in Turkey: It is slow but is it really low?, *The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Working Paper*, 05/10.
- Kara, H., & Ögünç, F. (2008). Inflation targeting and exchange rate pass-through: The Turkish experience. *Emerging Markets Finance & Trade*, 44(6), 52-66.

- Kim, S., & Nouriel, R. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach. *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 561-586.
- Leigh, D., & Rossi, M. (2002). Exchange rate pass-through in Turkey. *IMF Working Paper*, WP/02/204. Retrieved 06 November, 2010, from, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp02204.pdf>
- Loayza, N., & Schmidt-Hebbel, K. (2002). Monetary policy functions and transmission mechanisms: An overview. Retrieved: 03 November, 2009, from, http://bcentral.cl/estudios/banca-central/pdf/v4/001_020Gallego.pdf
- Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the monetary transmission mechanism. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10.
- Mishkin, F. S. (1996). The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy. *NBER Working Paper*, 5464. Retrieved 16 October, 2009, from, <http://www.nber.org/papers/w5464>
- Mishkin, F. S. (2001). The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy. *NBER Working Paper*, 8617. Retrieved 23 October, 2009, from, <http://www.nber.org/papers/w8617>
- Mohanty, M. S., & Turner, P. (2008). Monetary policy transmission in emerging market economies: What is new? Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies. *Bank for International Settlements BIS Papers*, 35.
- Nagayasu, J. (2007). Empirical analysis of the exchange rate channel in Japan. *Journal of International Money and Finance*, 26, 887-904.
- Özatat, F. (2011). *Parasal iktisat kuram ve politika*, Ankara: Efil Yayınevi.
- Sekmen, F. (2012), *Para teorisi*. Ankara: Seçkin Yayınevi.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Sims, C. A., & Zha, T. (1995). Does monetary policy generate recessions? *Yale University Working paper*.
- Smets, F. (1996). Measuring monetary policy in the G7 countries: Interest rates versus exchange rates. Mimeo.
- Smets, F. (1997). Measuring monetary policy shocks in France, Germany and Italy: The role of the exchange rate. *Bank for International Settlements Working Papers*, 42.
- Smets, F., & Wouters, R. (1999). The exchange rate and the monetary transmission mechanism in Germany. *De Economist*, 147(4), 489-521.
- TCMB (2003), *Para politikası raporu: 2003 Nisan*.
- TCMB (2004a), *Para politikası raporu: 2004-I*.
- TCMB (2004b), *Para politikası raporu: 2004-IV*.

- TCMB (2006), *Enflasyon raporu: 2006-I*.
- Weber A., Gerke R., & Worms, A. (2010). Changes in euro area monetary transmission?, *Applied Financial Economics*, 21(3), 1-15.
- Woodford, M. (2001). Fiscal requirements for price stability. *NBER Working Paper* 8072. Retrieved 18 March, 2010, from, <http://www.nber.org/papers/w8072.pdf>
- Volkan, A., Saatçioğlu, C., & Korap, L. (2007). Impact of exchange rate changes on domestic inflation: the Turkish experience. *Turkish Economic Association Discussion Paper* 2007/6. Retrieved 09 October, 2010, from, <http://www.tek.org.tr/dosyalar/VOLKAN-SAATCI-KORAP.pdf>

