

Türkiye’de Merkez Bankası Müdahalelerinin Döviz Kurlarının Oynaklığına Etkileri

K. Batu Tunay*

Özet

Bu çalışmanın amacı Türkiye’de merkez bankası müdahalelerinin döviz kuru oynaklığı üzerindeki etkilerini belirlemek ve analiz etmektir. Çalışmada, Euro ve Dolar kurlarının getirileri 4.1.1999 – 24.9.2008 döneminin bütünü ve alt dönemleri itibarıyla modellenmiştir. Ekonometrik analiz yöntemi olarak ARFIMA-GARCH ve ARFIMA-FIGARCH Modelleri kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, hem uzun hafıza özelliklerinin varlığını, hem de merkez bankası müdahalelerinin kurlarda gözlenen oynaklığı arttırdığını ortaya koymaktadır. Bu bulgular ışığında, merkez bankasının döviz piyasalarına müdahale etmekten kaçınması gerektiği, olası döviz şoklarının kalıcı olmayacağı ve piyasanın dinamikleriyle kısa sürede istikrar sağlanacağı sonucuna varılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru Oynaklığı, Merkez Bankası Müdahaleleri, ARFIMA-GARCH ve ARFIMA-FIGARCH Modelleri

JEL Sınıflaması: C32, E50, E52, F31

Abstract - The Effects of Turkish Central Bank's Interventions Over Currency Rate Volatility

This study aims to identify and analyze the effects of Turkish Central Bank's interventions over currency rate volatility. US Dollar and Euro Returns of Turkish Lira between 04.01.1999 and 24.09.2008 are modelled in the study. Econometric methods used are ARFIMA-GARCH and ARFIMA-FIGARCH models. Findings obtained from model verify the presence of long memory properties, and increasing effects of Central Bank's interventions over currency volatility. According to model's findings, currency shocks have no permanent characteristic and market dynamics will return stability back to markets; therefore, Central Bank should avoid intervening currency markets.

Keywords: Exchange Rate Volatility, Central Bank Interventions, ARFIMA-GARCH and ARFIMA-FIGARCH Models

JEL Classification: C32, E50, E52, F31

* Yrd. Doç. Dr., Meslek Yüksekokulu, Yıldız Teknik Üniversitesi

1. Giriş

Döviz piyasasına ya da kuruna müdahale, döviz kurunun değerini etkilemek amacıyla herhangi bir devlet kurumu tarafından yapılan işlem veya duyuru olarak tanımlanabilir. Uygulamada merkez bankaları döviz piyasasında milli aktifler karşılığında yabancı aktifleri alarak veya satarak müdahalede bulunurlar. Birçok ülkede müdahale kararı ekonomi bakanlığı ya da hazine yetkililerince verilmekte ve merkez bankası tarafından yerine getirilmektedir. Sabit bir döviz kuru rejiminde, merkez bankası paranın uluslararası fiyatını sabit tutmak için müdahalede bulunur. Tersine dalgalı bir kur rejiminde, merkez bankasının amacı cari işlemler hesabındaki dengesizlikleri düzeltmektir.

Döviz piyasasına merkez bankası müdahaleleri temelde dört farklı türde veya bunların uygun bir kombinasyonu şeklindedir. Bu bağlamda müdahaleler; sterilize ya da sterilize olmayan ve gizli ya da açık olarak tasnif edilmektedir. Şayet merkez bankası müdahalesi sterilize ise, para arzı değişmeden kalır. Bu durumda müdahaleye, para politikalarının hesaba katılmayan ilave bir aracı gözüyle bakılabilir. Aksine müdahale sterilize değilse, para arzı ve müdahaleler bağlantılı şekilde değişecek ve müdahaleler para politikalarının aktif bir aracı olarak rol oynayacaktır. Genellikle merkez bankaları diğer para politikası hedefleri ile olası çatışmaları en aza indirmek için sterilize müdahaleleri uygulamayı tercih etmektedirler. Sterilize olmayan müdahalelerin uygulanması halinde, milli parasal tabanda bir değişme meydana gelmekte ve bu diğer para politikası hedeflerine ulaşılmasını zorlaştırmaktadır.

Merkez bankaları, piyasayı belirli bir doğrultuda yönlendirmek için müdahalelerini kamuoyuna duyurmayı tercih ederler. Bu bağlamda, temelde üç müdahale kanalından bahsedilebilir. Bunlar; para politikası kanalı, portföy dengesi kanalı ve sinyal verme kanalıdır. Para politikası kanalı; genellikle dalgalı bir kur rejiminde uygulanır. Ulusal paranın değer kaybetmesine neden olduğundan ve milli para politikasının müdahale yoluyla işlerlik kazanmasından ötürü pek tercih edilmez. Portföy dengesi kanalı; merkez bankası rezervleri üzerinde net bir etkisi olmayan sterilize müdahalelerle bağlantılıdır. Ekonomik birimler varlıklarını ulusal ve yabancı aktifler arasında paylaştırdıklarından, genelde ortalama-varyans optimizasyonu yaklaşımı dikkate alınır. Sterilize müdahaleler, milli ve yabancı aktiflerin arzlarını değiştirecektir. Dolayısıyla, ekonomik birimler varlıklarını ulusal ve yabancı aktifler arasında dağıtarak bir portföy çeşitlendirmesi yapacaktır.¹ Sinyal verme kanalı ise; bir merkez bankasının döviz piyasasına müdahale ettiğinde piyasaya gelecekte para politikasını ve döviz kuru etkileyebilecek politika değişiklikleri yapacağı doğrultusunda bir sinyal gönderdiği esasa dayanmaktadır. Döviz kuru oynaklığı üzerinde müdahalelerin etkisi, merkez ban-

(1) Bu bağlamda, yatırımcılar portföy tercihlerinde aktiflerin beklenen getirileri ve risklerine (getiri varyanslarına) itibar edeceklerdir. Yapılan uygulamalı çalışmalarda, portföy dengesi kanalıyla yapılan müdahalelerin kurların düzeyini değiştirdiğine ilişkin açık bir bulguya ulaşılamamıştır (Edison, 1993).

kasınca verilen sinyalin netliğine bağlıdır. Eğer sinyal konusunda ekonomik birimler kuşkuysa, merkez bankası müdahalesi kurların oynaklığını arttıracaktır. Buna bağlı olarak belirsizlik düzeyi artacaktır. Ancak ekonomik birimler kuşku duymuyorsa, yani sinyal netse, müdahalenin kur oynaklığı üzerinde etkisi olmayacak ya da düşük olacaktır (Dominguez, 1998).²

Uluslararası finans alanında merkez bankalarının döviz kuru piyasalarına yaptıkları müdahalelerin kurlar üzerinde yol açtığı sonuçlar önemli bir araştırma konusudur. Son otuz yıldır bu alandaki uygulamalı çalışmaların sayısı önemli ölçüde artmıştır. Bunda, giderek güçlenen finansal küreselleşme olgusuna bağlı olarak kurlarda gözlenen oynaklığın artmasının ve ekonometrik analiz yöntemlerindeki gelişmelerin büyük bir etkisi olmuştur.

Döviz kuru oynaklığı üzerinde merkez bankası müdahalelerinin etkisi olduğu konusunda araştırmacılar arasında bir fikir birliği olduğu söylenebilir. Ancak uygulamalı çalışmalarla kesin ve politik önermelere temel oluşturabilecek kanıtlar elde edilememiştir. Bugüne kadar merkez bankalarının döviz piyasalarına yaptıkları günlük müdahalelerin etkilerini ele alan birçok uluslararası uygulamalı çalışma yapılmıştır. Son dönemde bu alanda ülkemizde de bazı önemli çalışmalar gerçekleştirilmiştir. Ancak bu alanda yapılan çalışmalarda hangi analiz yönteminin kullanılması gerektiği konusunda bir fikir birliği yoktur. GARCH türü modeller, döviz müdahalelerinin etkinliğini test etmek için yaygın olarak kullanılmaktadır. Günlük bazdaki kurların yüksek orandaki oynak yapısı veri alındığında müdahaleler nispeten düşük sıklıkta olacağından, döviz piyasasına yapılan müdahaleler ile döviz kurlarının hareketleri arasındaki bağlantıyı bu teknikle analiz etmek hiç kolay değildir. Ancak bu gibi dezavantajlarına rağmen, GARCH modellerinde hem ortalama hem de şartlı varyans üzerinde müdahalelerin etkileri test edilebilmektedir. Müdahalelerinin kur oynaklığı üzerindeki etkilerinin günlük döviz kurunun istatistik özellikleri incelenerek modellenmesi bağlamında, FI-GARCH modelleri de önemli bir analiz üstünlüğü sunmaktadır. FIGARCH modellemesi, merkez bankası müdahalelerinin günlük kurlardaki oynaklığı etkileme gücünü ölçmenin yanında, kur serilerindeki sonlu sürekliliğin (finite persistence) varlığını sınama ya da imkân verdiği için bu alanda tercih edilen bir analiz aracı haline gelmiştir.

Bu çalışmada, yukarıda ifade edilen üstünlüklerinden ötürü, ARFIMA-GARCH ve ARFIMA-FIGARCH modelleriyle kurlara merkez bankası müdahalelerinin etkileri araş-

(2) Merkez bankası müdahaleleri, para politikasının şimdiki ve gelecekteki durumuna ilişkin ekonomik birimlere bilgi vermektedir. Bu da ekonomik birimlerin beklentilerini ve talep ettikleri para miktarını yapılandırırken dikkate alacakları önemli bir etkendir. İlk iki müdahale kanalının tersine, sinyal verme kanalı kalitatif bir yolla kurları etkilemektedir. Müdahalelerin önemli bir bölümü portföy dengesi kanalıyla gerçekleştirilmektedir. Ancak etkilerinin sınırlı olduğu gözlenmiştir. Bundan ötürü, güçlü etkileri nedeniyle sinyal verme kanalı önem kazanmış ve para otoritelerince sıkça kullanılır hale gelmiştir. Uygulamada aynı para birimine iki veya daha fazla merkez bankasının sinyal verme kanalıyla müdahalesinin münferit müdahalelere oranla daha güçlü etkileri olduğu gözlenmiştir (Nomed, Amed, Abdelwed, 2003).

tırılmaktadır. Buna ek olarak, kurların uzun hafıza özellikleri de araştırılmaktadır. Türkiye’de 4.1.1999-24.9.2008 dönemini hem bir bütün hem de alt dönemler itibariyle analiz eden çalışma giriş ve sonuç haricinde dört ana bölümden meydana gelmektedir. Birinci bölümde, müdahalelerin kurlar üzerindeki etkileri konusunda ulusal ve uluslararası uygulamalı çalışmalar değerlendirilmektedir. İkinci bölümde, çalışmada kullanılacak modelin yapısı açıklanmaktadır. Üçüncü bölümde 2001 yılı öncesi ve sonrasında uygulanan para ve kur politikaları ele alınmaktadır. Dördüncü bölümde de modellerin tahmini yapılmakta ve bulgular değerlendirilmektedir.

2. Müdahalelerin Kurlar Üzerindeki Etkilerini Belirlemeye Yönelik Çalışmalar

2.1. Uluslararası Çalışmalar

Son otuz yıldır uluslararası finans alanında en önemli konulardan biri merkez bankalarının döviz kurlarına yaptıkları müdahaleler ve bunların ne ölçüde etkin olduğudur. Bu bağlamda, birçok ampirik çalışma yapılmıştır. Söz konusu çalışmalar genellikle para ve kur politikalarının araçları olarak müdahalelerin etkinliğini çeşitli boyutlarıyla analiz etmektedir. Ampirik çalışmaların büyük bir bölümü üç boyutta ya da ana başlık altında toparlanabilir: Müdahalelerin kurlar üzerindeki etkileri ve etkinlikleri, müdahaleler ile kurların oynaklığı arasındaki ilişkiler ve müdahaleler ile kur oynaklığının bileşenlerinin belirlenmesi.³ Bahsedilen başlıklar altında yurt dışında yapılan belli başlı çalışmalar ile bunların ele aldıkları ülkeler, kullandıkları verilerin yapısı, analiz yöntemleri ve bulguları sırasıyla Tablo 1, Tablo 2 ve Tablo 3’de sunulmaktadır.

Tablo 1: Müdahalelerin Etkileri ve Etkinlikleri Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Çalışmayı Yapan(lar)	Ülke / Dönem	Analiz Yöntemi	Bulgular
Dominguez (1990)	ABD, Almanya, Fransa, Japonya, İngiltere, 1985-1987 dönemi günlük veriler	Getiri farkına dayalı regresyon modelleri	Müdahalelerin kaynağı ve büyüklüğü piyasa katılımcılarınca öngörülebilmektedir. Münferit müdahaleler kısa dönemde eşgüdümlü müdahaleler ise uzun dönemde daha etkilidir.
Klein ve Rosengren (1991)	ABD, 1985-1989 dönemi günlük veriler	Sinyal Hipotezi	Müdahaleler ile para politikası eylemleri arasında bir tutarsızlık tespit edilmiştir. Müdahalelerin kurlar üzerindeki etkileri kısa dönemlidir.
Kaminsky ve Lewis (1992)	ABD, 1985-1990 dönemi günlük veriler	Markow Switching Rejim Değişimi Modeli	Müdahalelerin para politikalarındaki değişimi gösterdiği konusunda bir kanıt elde edilememiştir.
Dominguez ve Frankel (1993)	ABD, Almanya, 1982-1988 dönemi günlük veriler	Regresyon modelleri ve Eşanlı Denklemler (Araç Değişkenler)	Beklenmedik müdahalelerin kurlar üzerinde daha etkili olduğu tespit edilmiştir.
Baillie ve Osterberg (1997)	ABD ve Almanya, 1985-1990 dönemi günlük veriler	M-GARCH modelleri	Müdahalelerin kurlar üzerinde önemli etkileri olmadığı belirlenmiştir.
Beine, Benassy-Quere ve Lecourt (2002)	ABD, Almanya, Japonya, 1985-1995 dönemi günlük veriler	FIGARCH modelleri	Satın alım müdahaleleri kurların değer kaybetmesine neden olmaktadır.

(3) Sırlanan çalışmaların önemli bir kısmı gün içi yüksek frekanslı verilere dayanmaktadır. İlgili yazına önemli katkısı olan bu türdeki çalışmalar ele alındıkları tablolarda (*) sembolüyle belirtilmiştir.

Neely (2005)	ABD, Almanya, Japonya, 1973-2001 dönemi günlük veriler	Doğrusal VAR modelleri	Tek yönlü ve eşgüdümlü müdahalelerde kur artışları düşmektedir. Bu sonuç kredibilite eksikliğine bağlanmaktadır.
Fischer ve Zurlinden (1999)*	İsviçre, 1986-1994 dönemi günlük ve gün içi veriler	Sabit tepki ve karşılıklı tepki regresyonu	Müdahalelerin kurlar üzerinde çok kısa sürede etkili olabildiği belirlenmiştir.
Dominguez (2003)*	ABD, Almanya, Japonya, 1987-1995 dönemi günlük ve gün içi veriler	Olay incelemesi, regresyon	Müdahaleler piyasa katılımcıları tarafından çok kısa sürede anlaşılıyor. Piyasa tepkilerini yüksek oranda etkilediği belirlenmiştir.
Tapia ve Tokman (2004)*	Şili, 1998-2003 dönemi günlük ve gün içi veriler	Regresyon modelleri ve LM testi	Tek başına Şili merkez bankasının müdahaleleri diğer merkez bankalarıyla eşgüdümlü müdahalelerden daha etkili bulunmuştur.
Fatum ve King (2005)*	Kanada, 1995-1998 dönemi günlük ve gün içi veriler	Olay incelemesi	Kural bazlı müdahalelerle takdir hakkına dayalı müdahaleler incelenmiş, takdir hakkına dayalı müdahalelerin daha etkin olduğuna dair bir kanıt bulunamamıştır.
Pilbeam (2005)	İngiltere (dönemsel değil)	Portföy dengesi modeli çerçevesinde teorik ispat	Sterilize olmayan müdahalelerin daha etkili olduğu ifade edilmektedir.
Fatum ve Hutchison (2006)	Japonya, 1991-2000 dönemi günlük veriler	Parametrik olmayan işaret testi, eşleşmiş örneklem testi	Sterilize müdahalenin sistemli bir şekilde kısa dönemde kurları etkilediği gözlenmiştir. Müdahale faiz oranı değişimleriyle eşanlı olduğunda bu durum geçerli değildir. Müdahalelerin gizli yada açık olması sonucu değiştirmemektedir.
Scalia (2008)*	Çek Cumhuriyeti, 2002:7 – 2002:12 dönemi gün içi veriler	Eşanlı denklem sistemleri	Müdahale haberlerinin kurlar üzerinde güçlü bir fiyat etkisine yol açtığı ve ulusal paranın değer kaybını azaltmak için yapılan müdahalelerin daha etkili sonuçlar verdiği tespit edilmiştir.

(*) Gün içi yüksek frekanslı (5, 10, 15 ve 20 dakikalık ve saatlik) verilerle yapılmış ampirik çalışmalar.

Tablo 2: Müdahaleler ve Kur Oynaklığı İlişkisi Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Çalışmayı Yapan(lar)	Ülke / Dönem	Analiz Yöntemi	Bulgular
Dominguez (1993)	ABD, 1985-1991 dönemi günlük veriler	GARCH modelleri	Beklenen müdahalelerin kurların oynaklığını azalttığı, ancak örtülü müdahalelerin oynaklığı arttırdığı belirlenmiştir.
Bonser-Neal ve Taner (1996)	ABD, Almanya, Japonya, 1985-1991 dönemi günlük veriler	GARCH modelleri	Müdahalelerin oynaklığı arttırdığı belirlenmiştir.
Dominguez (1998)	ABD, Almanya, Japonya, 1977-1994 dönemi günlük veriler	GARCH modelleri	Örtülü müdahalelerin kurlar üzerinde ciddi bir oynaklığa neden olduğu tespit edilmiştir.
Chang ve Taylor (1998)	Japonya, 1992-1993 dönemi günlük veriler	ARCH modelleri	Müdahalelerin pozitif ve güçlü etkileri olmasına rağmen, bu etkilerin kısa ömürlü ve oynaklığa yol açtığı gözlenmiştir.
Le Baron (1999)	ABD, Almanya, Japonya, 1979-1992 dönemi haftalık ve günlük veriler	Ticaret kuralı testleri (trading rule tests), Markow ve sinyal karşılaştırmaları	Müdahalelerin kurun doğrultusu tahmin edildiğinde çok başarılı olduğunu ortaya koymuştur.
Beattie ve Fillion (1999)*	Kanada, 1995-1997 dönemi günlük ve gün içi veriler	GARCH ve regresyon modelleri	Beklenen müdahalelerin oynaklık üzerinde etkisi olmadığını, beklenmeyen müdahalelerin ise oynaklığa yol açtığı tespiti yapılmıştır.

Galati ve Melick (1999)	ABD ve Japonya, 1993-1996 dönemi günlük veriler	Olasılık yoğunluk fonksiyonları	Müdahaleler gelecekteki kur hareketleri konusundaki belirsizlikleri arttırmaktadır. Böylece oynaklık da artmaktadır.
Humpage (2003)	-	Literatür taraması	İncelenen çalışmalara göre müdahaleler kur oynaklığının artmasına neden olmaktadır.
Payne (2003)*	İsviçre, 1986-1995 dönemi günlük ve gün içi veriler	Olay incelemesi	Müdahalelerin kurlar üzerinde çok hızlı ve güçlü etkileri olduğu, kur oynaklığı üzerinde de güçlü gün içi etkiler yaptığı belirlenmiştir. Piyasanın beklenen müdahalelere tepkisi çok hızlıdır.
Beine, Laurent ve Palm (2004)	ABD, Almanya, Japonya, 1989-2001 dönemi günlük veriler	ARFIMA modelleri ve gerçekleştirilmiş momentler için oynaklık yöntemi	Müdahaleler kurların oynaklığını arttırmaktadır.
Nagayasu (2004)	Japonya, 1991-2001 dönemi günlük veriler	GARCH modelleri	Müdahaleler kurlar üzerinde etkilidir ve bu etki diğer merkez bankalarıyla birleşince güçlenmektedir ve kurların oynaklığını arttırmaktadır.
Frenkel, Pierdzioch ve Stadtmann (2005)	Japonya, 1993-2000 dönemi günlük veriler	Regresyon modelleri ve Probit modelleri	Müdahalelerle oynaklık arasında güçlü bir ilişki vardır, özellikle örtülü müdahaleler oynaklığı daha fazla arttırdığı sonucuna varılmıştır.
Dominguez (2006)*	ABD, Almanya, Japonya, 1989-1995 dönemi günlük ve gün içi veriler	MA-FIGARCH ve ARFIMA modelleri	Müdahalelerin uzun dönemli oynaklığı arttırdığı net değildir. Ama müdahalelerin günlük ve gün içi kur oynaklığı üzerinde güçlü etkileri olduğu gözlenmiştir.
Kim ve Sheen (2006)	Japonya, 1991-2004 dönemi günlük veriler	EGARCH modelleri	Müdahalelerin etkinliği dönemden döneme değişebilir. İki ülkenin eşanlı müdahalelerinin çok daha etkin olduğu gözlenmiştir. Müdahaleler oynaklığı ve piyasadaki işlem hacmini arttırmaktadır.
Hafner ve Herwartz (2006)	ABD, Almanya ve İngiltere, 1979-1994 dönemi günlük veriler	M-GARCH modelleri	Çeşitli tarihi kur şokları ve bunların oynaklığa etkileri incelenmiş, şokların kurlardaki oynaklığı arttırdığı belirlenmiştir.

(*) Gün içi yüksek frekanslı (5, 10, 15 ve 20 dakikalık ve saatlik) verilerle yapılmış ampirik çalışmalar.

Tablo 2: (Devamı)

Çalışmayı Yapan(lar)	Ülke / Dönem	Analiz Yöntemi	Bulgular
Hwang ve Stephen (2006)	ABD, 1978-1995 dönemi günlük veriler	Kur farkın standart sapması, parametrik olmayan işaret testi	Müdahalelerin kurlar ve döviz piyasası üzerinde güçlü etkileri olduğu, ama bu etkilerin alım yönlü müdahalelerde daha güçlü olduğu tespit edilmiştir.
Disyatat ve Galati (2007)	Çek Cumhuriyeti, 2001-2002 dönemi günlük veriler	Regresyon modelleri ve olay incelemesi	Ulusal paranın değer kaybının hızlanmasına tepki olarak piyasaya müdahalelerin yapıldığını ve kısa dönemde müdahaleden ötürü oynaklığın arttığına ilişkin bir bulgu elde edilememiştir.
Takeshi (2008)	Japonya, 1991-2005 dönemi aylık veriler	GARCH ve EGARCH modelleri	Müdahalelerin aylık bazda kur oynaklığını azalttığı sonucuna varılmıştır.
Suardi (2008)	ABD ve Japonya, 1991-2003 dönemi günlük veriler	T-GARCH modelleri	Aktif müdahalelerin kurlarda asimetrik bir oynaklığa neden olduğu anlaşılmıştır.

Tablo 3: Müdahalelerin ve Kur Oynaklığının Bileşenleri Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Çalışmayı Yapan(lar)	Ülke / Dönem	Analiz Yöntemi	Bulgular
Andersen, Bollerslev, Diebold ve Vega (2003)	ABD, 1993-1998 dönemi günlük veriler	Dağılım oynaklık modeli	Kur hareketleri ve haberler arasında güçlü bir ilişki var. Müdahale haberleri oynaklığı artırıyor.
Brandorff-Nielsen ve Shephard (2004)	ABD ve Almanya, 1986-1996 dönemi günlük veriler	Tesadüfi oynaklık (SV) modelleri	SV yöntemiyle kurlardaki sıçramaları teorik olarak açıklamaktadır.
Brandorff-Nielsen ve Shephard (2006)	ABD ve Almanya, 1986-1996 dönemi günlük veriler	Tesadüfi oynaklık (SV) modelleri	Kur sıçramalarının kura müdahalelerden ve devletin açıklamalarından kaynaklandığı belirlenmiştir.
Pasquariello (2007)*	İsviçre, 1996-1998 dönemi günlük ve gün içi veriler	Olay incelemesi, regresyon modelleri	Sterilize müdahalelerin kur davranışının farklı ölçütlerini (oynaklık, piyasa likiditesi, kısa ve uzun dönemli işlem yoğunluğu) güçlü bir şekilde etkilediği belirlenmiştir. Resmi müdahaleler hem merkez bankası hem de piyasa katılımcıları için maliyetli olabilmektedir. Bu para politikasının bir ikilemidir.
Beine, Lahaye, Laurent, Neely ve Palm (2007)	ABD, Almanya ve Japonya, 1985-2004 dönemi günlük veriler	ARFIMA modelleri	Oynaklık, sürekli değişkenlik ve sıçramalar olarak ayrıştırılmıştır. Eşgüdümlü müdahaleler kurlarda büyük sıçramalara yol açmakta ve kur oynaklığının sürekliliğini arttırmaktadır.

(*) Gün içi yüksek frekanslı (5, 10, 15 ve 20 dakikalık ve saatlik) verilerle yapılmış ampirik çalışmalar.

2.2. Türkiye’de Yapılmış Çalışmalar

Türkiye’de merkez bankasının döviz piyasasına yaptığı müdahalelerin etkileri konusunda yapılmış çalışmaların sayısı pek fazla değildir. Bu bağlamda; Herrera ve Özbay (2005) ile Akıncı, Çulha v.d. (2005a ve 2005b) çalışmaları ilk akla gelenlerdir. Konuyla doğrudan ilişkili bu çalışmaların haricinde döviz kuru oynaklığını analiz eden başka birkaç çalışmadan daha bahsedilebilir. Özçam (2004 ve 2005), Ayhan (2006), Dursun ve Bozkurt (2007), Türkyılmaz ve Özer (2007) gibi araştırmacıların çalışmaları bu anlamda sıralanabilecek son dönem eserleridir. Bunlar konuyla doğrudan ilgili olmamalarına karşın kur oynaklığını kısa ve uzun hafıza GARCH modellerini kullanarak analiz ettiklerinden önemlidirler.

Herrera ve Özbay (2005), merkez bankasının döviz piyasalarına müdahalelerinin etkisini “dinamik denetlenmiş regresyon” (dynamic censored regression) yöntemiyle analiz etmiştir. Herrera ve Özbay, karmaşık döviz piyasalarına alım ve satım şeklinde yapılan müdahaleleri, bunların gecikmeli değerleriyle doğrusal olmayan bir şekilde modellemiştir. TCMB verilerini kullanarak yaptıkları analizler sonucunda, müdahale-

lerde süreklilik belirlenmiş ve bu da gelecekteki para politikalarının bir sinyali olarak değerlendirilmiştir. Ayrıca reaksiyon fonksiyonunun tobit modeli tahmin edilmiş, modelin normal dağılımadığına ve ayrı varyanslık (heteroscedasticity) olgusunun varlığına dair güçlü kanıtlar bulunmuştur.

Akıncı, Çulha v.d. (2005a), literatürde döviz piyasalarına yapılan merkez bankası müdahalelerinin etkinliği ve nedenleri konusunda çok sayıda çalışma yapıldığını ve bunların büyük bir bölümünün de yükselen piyasa ekonomilerini konu aldığını ifade etmektedir. Yükselen ekonomilerin çoğunda açık veya örtülü enflasyon hedeflemesi yapıldığı ve bu doğrultuda döviz kuru hedefleri belirlendiğinin altını çizmektedirler. Bu ülkelerde yüksek oranda dinamik bir makro ekonomik yapı olması ve "açık faiz paritesi" (uncovered interest rate parity) koşulunun işleyip işlemediği konusundaki belirsizlik nedenleriyle, kur müdahalelerinin önemi daha da artmaktadır. Bu tespit ve değerlendirmeler ışığında, Akıncı, Çulha v.d. (2005a), 2001 krizi sonrası dönemde TCMB tarafından yapılan kur müdahalelerinin nedenlerini ve etkinliklerini araştırmaktadır.

Bu bağlamda Granger nedensellik testleriyle beraber probit modellerini kullanarak TCMB'yi müdahale yapmaya iten nedenleri ortaya çıkartmaya çalışmışlardır. Analizlerin sonucunda, TCMB tarafından da kamuoyuna ilan edildiği gibi müdahalelerin ana nedeninin kurlardaki aşırı oynaklığı önlemek olduğu belirlenmiştir. Öte yandan, müdahalelerin gelecekteki para politikaları eylemleri konusunda ipuçları taşıdığı yolundaki "sinyal verme kanalı"nın varlığı araştırılmış, ancak kesin olarak kanıtlanamamıştır.

Akıncı, Çulha v.d. (2005a), müdahalelerin etkinliğini de GARCH modelleriyle analiz etmişlerdir. Tahmini yapılan GARCH modelleri, döviz satma ve satın alma yollarıyla yapılan müdahalelerinin TL'deki değer değişimini etkilemediğini ortaya koymuştur. Bu sonuçlar ışığında "rüzgara karşı eğilmek hipotezi"nin geçerli olmadığı kanısına varılmıştır. Bulgular, döviz kurunun düzeyi veya eğilimini değiştirmeye niyeti olmadığı yönündeki TCMB'nin resmi duyurusu ile aynı doğrultudadır. TCMB'nin temel amacı döviz kurundaki oynaklığı azaltmak olduğuna göre, büyük ve izole satın alma müdahaleleri daha etkin olabilir. Oysa bu tespit, söz konusu dönemde sadece satış müdahaleleri yapıldığından ispatlanamamıştır. Hemen hemen tüm satış müdahaleleri piyasalardaki çalkantıların sürdüğü 2001 yılındadır. Ancak 2001 yılı özel yapısından ötürü, Akıncı, Çulha vd. tarafından TCMB'nin satış müdahalelerinin etkinliğini değerlendirmekte uygun görülmemiştir. GARCH modellerinin tahmin sonuçları, 16 Mayıs 2001 ve 31 Aralık 2003 tarihleri arasında TL'nin değer kaybı oranı ve faiz oranı arasında pozitif bir ilişki olduğunu gösterdiğinden Türkiye için "açık faiz oranı paritesi"nin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır.

Akıncı, Çulha v.d. (2005b) çalışmasında, kriz sonrası dönemde TCMB tarafından yapılan döviz müdahalelerinin etkinliği analiz edilmektedir. Çalışmada "olay incele-

mesi” (event study) ve “zamana göre deęişen parametre modeli” (time varying parameter model) yöntemleri kullanılmış ve 2003 yılının ikinci yarısındaki döviz satın alınmasına dayalı müdahalelerin nispeten daha etkili olduęu belirlenmiştir. Bu müdahalelerin genellikle büyük hacimli olduęu ve TCMB’nin büyük miktarda döviz alımlarıyla piyasaya müdahale etmekte tereddüt etmedięine dair bir politikanın sonucu olabileceęi tespitleri yapılmıştır.

Akıncı, Çulha vd. (2005b), zamana göre deęişen parametre modelinin tahminlerine dayanarak incelenen dönem boyunca “açık faiz paritesi koşulu”nun risk primi kanalı gibi alıřılmadık bir yolla işledięini ifade etmektedirler. Ancak yazarlar bu sonuçların iki nedenle dikkatli yorumlanması gerektięinin altını çizmektedir. Birincisi analizlerde genellikle oran kesintilerine şahit olunmasıdır. Açık faiz paritesi koşulunun işlenmesinde net bir resim elde edilemedięinden arařtırmacılar TCMB’nin sıkı bir politika izledięi sonucuna varmaktadırlar. İkincisi, kriz sonrası dönemde TL bir deęerlenme eğilimine girmiştir. Yine de yüksek ölçüde oynak bir deęer kaybı eğilimine girildięinde, TCMB’nin piyasaya müdahale edip etmeyeceęine dair güçlü kanıtlar elde edilememiştir.

3. Döviz Kuru Oynaklıęının Modellenmesi

3.1. Döviz Kuru Oynaklıęının FIGARCH Yöntemiyle Modellenmesi

Döviz kuru oynaklıęının genelde iki türü vardır. Birincisi, döviz opsiyonlarının fiyatlarına yansıyan oynaklık, dięeriyse GARCH modellemesiyle belirlenen oynaklıktır. Bu alandaki ampirik çalışmalarda, genellikle GARCH türü oynaklık analizi yapılmaktadır. Merkez bankası müdahalelerinin kur oynaklıęı üzerindeki etkileri, günlük döviz kuru nun istatistik özellikleri incelenerek modellenebilir. Günlük bazdaki kurların yüksek orandaki oynak yapısı veri alındıęında müdahaleler nispeten düşük sıklıkta olacaęından, döviz piyasasına müdahaleler ile döviz kurlarının hareketleri arasındaki baęlantıyı GARCH modelleriyle ölçmek hiç de kolay deęildir (Akıncı, Çulha vd. 2005b). Ancak GARCH modelleri hem ortalama hem de şartlı varyans üzerinde müdahalelerin etkileri test edebilme üstünlüęüne sahiptir. Bununla birlikte, GARCH modellerinin performansı konusunda literatürde bir fikir birlięi yoktur. Figlewski (1997), GARCH veya türevi modellemelerin düşük frekanslı veriler kullanıldıęında başarısız olabilecięini göstermiştir. Dięer taraftan, doğrusal olmayan modeller veya yapay zeka teknikleri kullanılarak GARCH modellerinin geliştirilip geliştirilemeyeceęi konusunda çok sayıda çalışma yapılmıştır. West ve Cho (1995), Brailsford ve Faff (1996), Kleasen (2002) gibi arařtırmacıların çalışmaları bu baęlamda ilk akla gelenlerdendir.

Engle’in (1982) temel çalışmasından sonra koşullu varyansın kısa dönem baęlılıęını konu alan pek çok model geliştirilmiştir. Söz konusu çalışmaları bulguları bazı deęişkenlerin koşullu varyanslarında kısa dönem baęlılıęın olmadıęını ifade etmektedir.

Bir başka deyişle, koşullu varyansta uzun dönem bağıllığın yada teknik deyimle uzun hafıza sürecinin özellikleri keşfedilmiştir. Yapılan çeşitli ampirik çalışmalar neticesinde, orta ve uzun dönemde oynaklık tahmini ve kestiriminde uzun hafıza modelleri daha etkin sonuçlar verdiği gözlenmiştir.

Koşullu varyansta uzun hafıza sürecinin varlığına temel alan FIGARCH modelleri, Granger (1980) ve Hosking (1981) tarafından ileri sürülen kesirsel bütünleşme düşüncesinin GARCH modellerine uygulanması esasına dayanmaktadır.⁴ Baillie, Bollerslev ve Mikkelsen (1996) tarafından geliştirilen FIGARCH modelleri de ARFIMA modelleriyle aynı mantığa dayanmaktadır. Bunlar koşullu varyansın bütünleşik bir süreç olduğu anlayışını temel alan GARCH modellerinin kesirsel bütünleşik bir koşullu varyans süreci içinde tahmin edilmesinden ibarettir. Geleneksel GARCH modelleriyle FIGARCH modelleri karşılaştırıldığında, FIGARCH modelleri önemli tahmin ve kestirim üstünlükleri taşıdıkları söylenebilir.⁵

FIGARCH modellemesi, merkez bankası müdahalelerinin günlük kurlardaki oynaklığı etkileme gücünü ölçmenin yanında, kur serilerindeki sonlu sürekliliğin (finite persistence) varlığını sınınamaya da imkân verecektir. FIGARCH(1,d,1) modeli, $d=0$ olduğunda Bollerslev'in (1986) geliştirdiği GARCH(1,1) modeline ve $d=1$ olduğundaysa Engle ve Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen IGARCH modeline dönüşecektir. IGARCH süreci, $0 < d < 1$ olan FIGARCH sürecinin aksine, kur oynaklığının sonlu süreklilik özelliği gösterdiğini ifade edecektir.

Kur oynaklığının FIGARCH yöntemiyle modellenmesi, temelde kur serisinin uzun hafıza davranışı sergileyip sergilemediğini belirlemeyi sağlayacaktır. FIGARCH modellemesi, müdahalenin doğrultusu ile döviz kuru getirilerinin şartlı ortalama ve varyansı arasında pozitif bir korelasyon olup olmadığının araştırılması esasına dayanır. Pozitif korelasyon saptanırsa, bir uzun dönem davranışı söz konusu demektir. Pozitif korelasyon yoksa bir kısa dönem davranışından bahsedilebilir.

(4) Bilindiği gibi, kesirsel bütünleşme geleneksel ARIMA modellerinin ARFIMA modellerine dönüştürülmesine imkân vermektedir. Böylece, $I(1)$ ve $I(0)$ süreçleri arasındaki bütünleşme olasılıklarını hesaba katma olanağı doğmaktadır. ARFIMA modellerinde bütünleşme düzeyi, gerçek bir parametre olan ve 0 ile 1 arasında değerler alan d 'nin zaman veya frekans bağlamında tahmin edilmesiyle belirlenmektedir. Konumuz itibarıyla döviz kuru serisinin $I(0)$ veya $I(1)$ olmayıp parçalı bütünleşik ($0 < d < 1$) bir yapıda olması halinde, meydana gelecek bir şok sonrası kurun kendi ortalamasına dönme süresi uzun olacaktır. Bunun anlamı; şokun etkilerinin kalıcı olmasıdır. Ancak, yine de şok er ya da geç etkisini tümüyle kaybedecektir (Kahyaoğlu ve Abuk Duygulu, 2005).

(5) Oynaklık kestirimi konusundaki literatür incelendiğinde, şartıcı bir şekilde GARCH ve FIGARCH kestirimlerini karşılaştıran sadece iki çalışma yapılmış olduğu görülür. Vilasuso (2002) ve Zumbach (2004) tarafından yapılan bu çalışmalar döviz kuru piyasalarında oynaklık kestirimi üzerinedir. Vilasuso (2002); GARCH ile karşılaştırıldığında FIGARCH ile yapılan 10 gün ufuklu kestirimlerde hem ortalama kare hem de ortalama mutlak hata değerlerinin önemli bir düşüş gösterdiğini belirlemiştir. Zumbach (2004) ise, günlük kestirimlerde ortalama standart hata değerlerinin %2'lere varan ölçülerde düştüğünü tespit etmiştir. Bunlar, kestirim performanslarında son derece önemli artışlardır ve uzun hafıza modellerinin üstün tahmin edici güçlerini ortaya koymaktadır.

Bu çalışmanın hareket noktası Noomen, Amed ve Abdelwed'in (2003) geliştirmiş oldukları FIGARCH modelidir. Bununla birlikte, Beine, Lahaye v.d. (2007) çalışmalarında kullandıkları ARFIMA modelinden de büyük ölçüde yararlanılmıştır. Noomen, Amed ve Abdelwed'in modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$r_t = \alpha_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t + \sum_{i=\text{mon}}^{\text{tues}} \alpha_i D_{it} + \alpha_{\text{Hol}} \text{HOL}_t + \alpha_{\text{NPM}} \text{NPM}_t + \alpha_{\text{SIZE}} \text{SIZE}_t + \alpha_{\text{Report}} \text{Report}_t + \alpha_{\text{News}} \text{News}_t, \quad \varepsilon_t / \Omega_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (1)$$

$$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + (1 - \beta(L) - (1 - \varphi(L))(1 - L)^d) \varepsilon_t^2 + \sum_{i=\text{mon}}^{\text{tues}} \alpha_i D_{it} + \alpha_{\text{Hol}} \text{HOL}_t + \alpha_{\text{NPM}} |\text{NPM}_t| + \alpha_{\text{SIZE}} |\text{SIZE}_t| + \alpha_{\text{Report}} |\text{Report}_t| + \alpha_{\text{News}} |\text{News}_t| \quad (2)$$

(1) numaralı eşitlikte r_t , birbirini izleyen günlerdeki kurların farkının doğal logaritmasının yüzde çarpılmasıyla hesaplanmaktadır ($r_t = 100 \times \ln(s_t / s_{s-1})$). (1) ve (2) numaralı eşitliklerde; Ω t zamanındaki bilgi setini, L gecikme işlemcisini, d kesirsel bütünleşme parametresini, D kurlar üzerinde etkili günlük olayların gölge değişkeni (bir olay varsa 1 yoksa 0), HOL_t tatillerin gölge değişkeni (tatilin hemen sonrasındaki gün 1 diğeri 0), NPM_t piyasadan net döviz satın alımları şeklindeki merkez bankası müdahalesini (milyar cinsinden), SIZE_t ortalama günlük müdahalenin üstündeki müdahaleleri gösteren gölge değişkeni (ortalamayı aşanlar 1 diğerleri 0), Report_t finans basınında müdahaleyi takip eden gün çıkan haberlerin gölge değişkeni (haber çıkarsa 1 çıkmazsa 0), News_t yapılan resmi duyuruların gölge değişkeni (duyuru yapılırsa 1 yapılmazsa 0) simgelemektedir. h_t ise, günlük döviz kuru değişiminin koşullu varyansıdır.

Birçok değişkene ulaşılamadığından, Noomen, Amed ve Abdelwed'in (2003) kullandıkları orijinal modelden farklı alternatif bir model geliştirilmiştir.⁶ Bu bağlamda, Beine, Lahaye v.d. (2007) çalışmalarından hareketle kurlar üzerinde etkili günlük olayları ifade eden gölge değişkenler vektörüne ek olarak TCMB tarafından yapılan açıklamaların etkilerini yansıtması için yeni gölge değişkenler geliştirilmiştir. Böylece aşağıdaki ARFIMA – GARCH modeli ortaya çıkmıştır:

$$r_t = \tau_0 + (1 - \gamma(L) - (1 - \theta(L))(1 - L)^{d1}) r_t + \lambda \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t + \sum_{i=Pzt}^{\text{Cuma}} \tau_i G_{it} + \tau_{TAT} TAT_t + \tau_{DM} DM_t + \tau_{DDA} DDA_t + \tau_{PPG} PPG_t + \tau_{FOG} FOG_t + \tau_{EG} EG_t + \tau_{ODG} ÖDG_t + \tau_{BA} BA_t + \tau_{PKT} PKT_t + \tau_{DYG} DYG_t \quad (3)$$

$$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + (1 - \beta(L) - (1 - \alpha(L))(1 - L)^{d2}) \varepsilon_t^2 + \sum_{i=Pzt}^{\text{Cuma}} \eta_i G_{it} + \eta_{TAT} TAT_t + \eta_{DM} DM_t + \eta_{DDA} DDA_t + \eta_{PPG} PPG_t + \eta_{FOG} FOG_t + \eta_{EG} EG_t + \eta_{ODG} ÖDG_t + \eta_{BA} BA_t + \eta_{PKT} PKT_t + \eta_{DYG} DYG_t \quad (4)$$

(6) Örneğin, finansal basında müdahaleyi takip eden gün çıkan haberler ve kurlar üzerinde etkili olan günlük olaylar geçmişe dönük olarak bulunamamıştır. Diğer veriler de kolayca derlenebilir nitelikte değildir.

(3) numaralı eşitlikte; Noomen, Amed ve Abdelwed'in (2003) çalışmasından hareketle r_t , birbirini izleyen günlerdeki kurların farkının doğal logaritmasının yüzle çarpılmasıyla hesaplanmaktadır ($r_t = 100 \times \ln(s_t / s_{t-1})$). (3) ve (4) numaralı eşitliklerde G günlük etkileri ifade eden gölge değişkeni (ilgili gün 1 diğerleri 0), TAT tatil günlerinin etkisini (tatili izleyen ilk işgünü 1 diğerleri 0), DM döviz müdahalelerinin etkisini (müdahale yapılan gün 1 diğerleri 0), DDA dövizle ilgili diğer TCMB açıklamalarının etkisini (açıklama yapılan gün 1 diğerleri 0), PPG para piyasası gelişmelerinin etkisini (gelişme olan gün 1 diğerleri 0), FOG faiz oranı gelişmelerinin etkisini (gelişme olan gün 1 diğerleri 0), EG enflasyona dair açıklamaların etkisini (açıklama olan gün 1 diğerleri 0), ÖDG ödemeler dengesi gelişmelerine dair açıklamaları (açıklama olan gün 1 diğerleri 0), BA TCMB başkanının kamuoyuna yapmış olduğu açıklamaların etkisini (açıklama olan gün 1 diğerleri 0), PKT para kurulu toplantılarının etkilerini (toplantının olduğu gün 1 diğerleri 0) ve DİG diğer TCMB açıklamalarının etkilerini (açıklama olan gün 1 diğerleri 0) simgeleyen gölge değişkenlerdir. (10) numaralı eşitlikteki θ ardışık bağlanım katsayısını (autoregressive coefficient), λ hareketli ortalama katsayısını (moving average coefficient), d1 arfima modelinin kesirsel bütünleşme katsayısını simgelemektedir. (4) numaralı modelde ise; d2 FIGARCH modelinin kesirsel bütünleşme katsayısını, ω varyans denkleminin sabitini, α ardışık bağlanımlı koşullu değişen varyans katsayısı (ARCH terimi), β de genelleştirilmiş koşullu değişen varyans katsayısıdır (GARCH terimi).

4. 2001 Öncesi ve Sonrası İzlenen Para ve Kur Politikalarının Ana Hatları

2000 öncesi dönemde yüksek ve kronik enflasyonist baskılar döviz kurlarının sürekli bir yükseliş eğilimi içinde olmasına neden olmuştur. Enflasyon kaynaklı bu kur artışları, enflasyon sürecinin yüksek ölçüdeki belirsiz doğasından ötürü, kur hareketlerinde de belirsizliğe, bu çerçevede de ciddi dalgalanmalara ve oynaklığa yol açmıştır. Dolayısıyla, 1999 İstikrar paketi ve izleyen dönemde TCMB'nin en önemli hedeflerinden birisi, enflasyondaki ve elbette kurlardaki belirsizliği önlemek olmuştur. Diğer bir deyişle, fiyat istikrarının sağlanması temelinde bir kur istikrarı amaçlanmıştır. Bu bağlamda, TCMB'nin 2000'den itibaren kuru önceden ilan ederek ekonomik birimlerin ve döviz piyasası katılımcılarının kurlara yönelik beklentilerini daha sağlıklı bir şekilde oluşturmalarını sağlamaya çalıştığı gözlenmektedir (TCMB, 1999).

Sözü edilen süreçte, TCMB "yönlendirilmiş kur sistemi"nden "enflasyon hedefine yönlendirilen kur sistemi"ne geçerek fiyat istikrarına paralel bir kur istikrarı temin etmeye çalışmıştır. TCMB'nin hareket noktası, 1980 sonrası dönemde artan serbestleşmeye bağlı olarak hızlanan ve hacim kazanan sermaye hareketleriyle yurtdışı etkenlerin kurlar üzerindeki olumsuz tesirlerini düşürmektir. Gerçekten, dış ticaret hacmindeki artış, finansal piyasaların yurtdışıyla bütünleşme düzeyinin yükselmesi gibi nedenler yurtiçi faiz oranlarının yurtdışı faiz oranlarının, kur hareketlerinin ve risk priminin etkilerine açık olmasına yol açmıştır. Dolayısıyla, kamunun borçlanma gereğinin yüksekliği, inişli çıkışlı enflasyonist ortam, döviz kuru riski, politik belirsizlikten kaynaklanan riskler ve diğer kurumsal faktörler yurtiçi faizlerin üzerindeki risk priminin

artması sonucunu doğurmuştur. Öyleyse, kamu borçlanma gereği azaltılarak, önceden açıklanmayan “yönlendirilmiş kur sisteminden”, önceden açıklanan ve “enflasyon hedefine yönlendirilen kur sistemine” geçilmesi en doğru seçenektir. TCMB’de bu politikayı tercih etmiştir (TCMB, 1999).

Fakat bu politika uzun ömürlü olmamıştır. 2001 krizini takiben TCMB, uygulanan istikrar planına olan güvenin azalması nedeniyle döviz kurlarının çapa olarak kullanılmasına dayanan politikasına son vermek zorunda kalmıştır. Kriz sonrası yeni dönemde para politikası olarak enflasyon hedeflemesi rejimine geçen TCMB, kur politikası olarak da dalgalı kur rejimini benimsemiştir. Bu çerçevede, mali disiplin sağlanması, bankacılık sektörünün güçlendirilmesi, yapısal reformlar gerçekleştirilmesi gibi önlemler esnek kur rejimine eşlik etmiştir. Tüm bu uygulamaların tavizsiz bir şekilde sürdürülmesi, uluslararası piyasalardaki likidite bolluğu ile de örtüşünce, politikalara duyulan güven artmış ve hem fiyat hem de kur istikrarı sağlanmıştır (TCMB, 2004)

Bu önemli gelişmelerin arkasında, 2002’de TCMB örtük enflasyon hedeflemesi rejimine geçmesinin de önemi büyüktür. TCMB hassas mali dengeleri korumak, sisteme olan güveni arttırmak, faizlerin ve kurların oynaklığını düşürmek gibi nedenlerle bu rejime geçmiştir. Bir süre sonra enflasyonun 30 yıl aradan sonra tek haneli düzeylere inmesiyle önemli bir başarı sağlanmıştır. Böylece kurlar da önemli oranda kontrol altına alınmıştır (TCMB, 2004 ve 2007).

Son dönemdeki gelişmeler incelendiğinde, enflasyon hedeflemesi rejiminin büyük bir başarı kaydettiği gözlenmektedir. Enflasyon beklentileri büyük oranda düşmüştür. Ancak, orta vadeli enflasyon beklentilerinin hala istenen oranda olmayışı, enflasyonla mücadelenin kararlılıkla sürdürülmesi gerektiğini göstermektedir. Bu çerçevede, dalgalı kur rejiminin sürdürülmesine devam edilmektedir. TCMB, yüksek döviz rezervleri bulundurarak olası şoklara karşı döviz piyasalarının istikrarını korumayı hedeflemektedir. Son dönemde meydana gelen dış kaynaklı döviz hareketlerinden en az düzeyde etkilenmek için TCMB daha önce durdurduğu döviz alım ihalelerine yeniden başlamıştır ve söz konusu dış kaynaklı dalgalanmalar bitene kadar da devam edeceği beklenmektedir. Ancak, bu müdahalelerin piyasaların istikrarını bozmamak için olabildiğince seyrek ve düşük hacimli olacağı öngörülmektedir (TCMB, 2007).

5. Elde Edilen Bulgular ve Değerlendirmeler

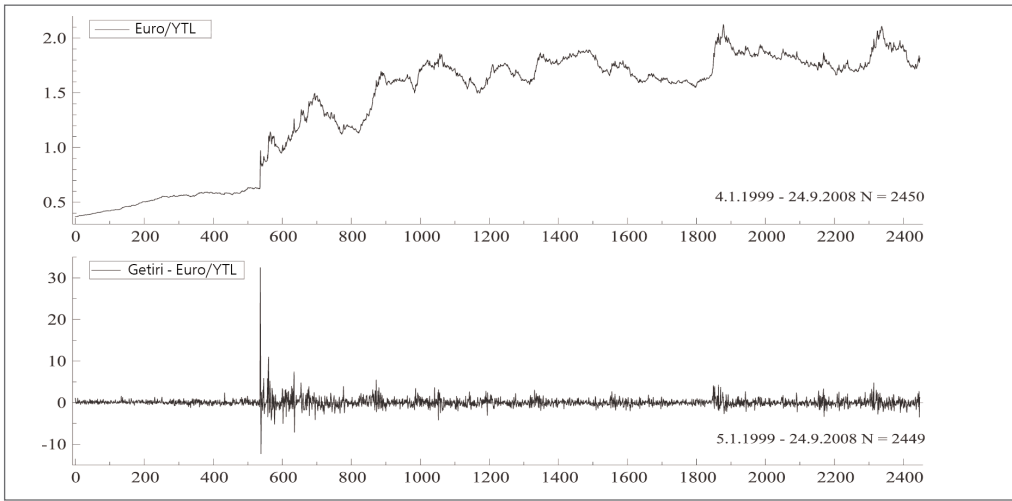
5.1. Kullanılan Veriler ve Veri Yapısının Analizi

Çalışmada TCMB’nin Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden alınan Euro ve A.B.D. Doları alış kurları kullanılmıştır. 4.1.1999 – 24.9.2008 dönemini kapsayan veri seti 2450 gözlemden meydana gelmektedir. Euro’ya ilişkin günlük veriler 4.1.1999’dan itibaren elde edilebildiğinden, veri setinin başlangıcı olarak bu tarih benimsenmiş ve dolar serisi çok daha uzun bir geçmişe uzandığı halde, o da söz konusu tarihten başlatılmıştır.

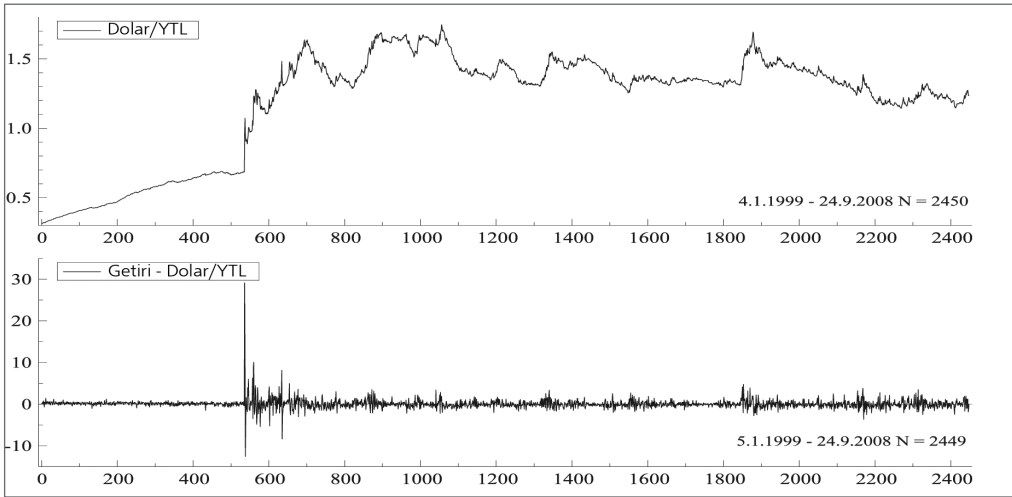
(3) ve (4) numaralı eşitliklerde yer alan gölge değişkenler ise, TCMB’nin resmi web sitesinde “duyurular” başlığı altındaki “basın duyuruları” alt başlığından sağlanan verilerle oluşturulmuştur. Bu çerçevede, Beine, Lahaye v.d. (2007) çalışmalarının

da yer verdikleri makro ekonomik temelli gölge değişkenler gibi TCMB basın duyuruları da içeriklerine göre ve makro ekonomik anlamları dikkate alınarak tasnif edilmiştir. Döviz müdahalelerine, dövizle ilgili diğer konulara, para politikasına, faiz oranlarına, enflasyona, ödemeler dengesine, para kurulu toplantılarına ve diğer ilgili olabilecek konulara dair açıklamalar birer gölge değişken serisi haline getirilmiştir. Ayrıca TCMB başkanının kamuoyuna yaptığı açıklamalar da içerebileceği politik mesajlardan ötürü bir etken olarak değerlendirilmiş ve gölge açıklayıcı değişken olarak diğerlerine dahil edilmiştir. Grafik 1 ve Grafik 2’de sırasıyla, Euro ve Dolar kurlarının 4.1.1999 – 24.9.2008 tarihleri arasındaki seyirleri ve bunların $r_t = 100 \times \ln(s_t / s_{s-1})$ formülüne göre hesaplanmış getirilerinin seyirleri sunulmaktadır.

Grafik 1: Euro Kuru ve Getirisi



Grafik 2: Dolar Kuru ve Getirisi



Kullanılan verilerin yapısal analizinden elde edilen sonuçlar Tablo 4’de sunulmaktadır. Değişkenlerin hem düzey hallerinde hem de dönüşüme tabi tutulmuş getiri hal-

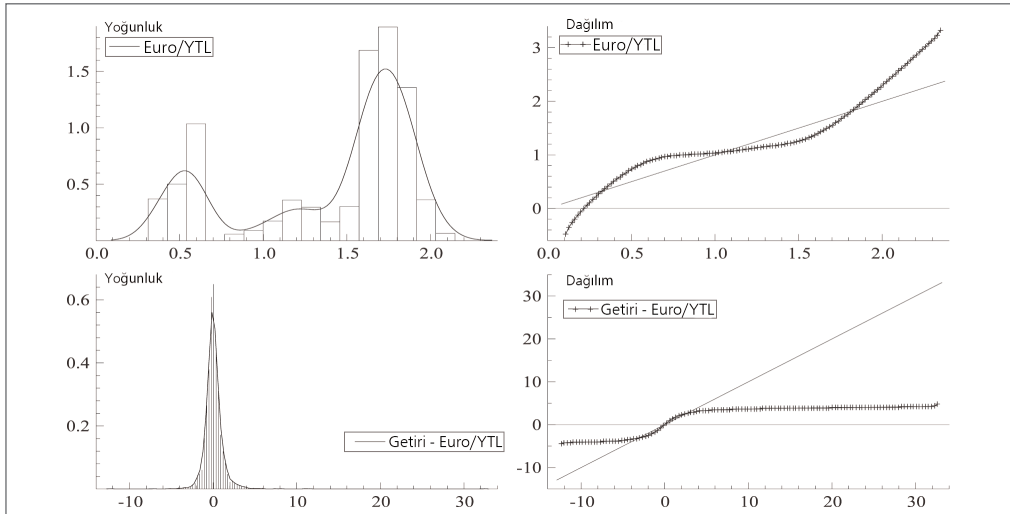
lerinde kendi ortalamaları etrafında bir normal dağılım gösterdiği gözlenmektedir. Jarque-Bera test istatistiklerinin tüm değişkenler için %1 düzeyinde anlamlı olması serilerin normal dağıldığını açıkça ortaya koymaktadır. Grafik 3 ve Grafik 4’de serilerin hem düzey hallerindeki hem de dönüştürülmüş hallerindeki dağılımları incelendiğinde de aynı sonuca ulaşılmaktadır.

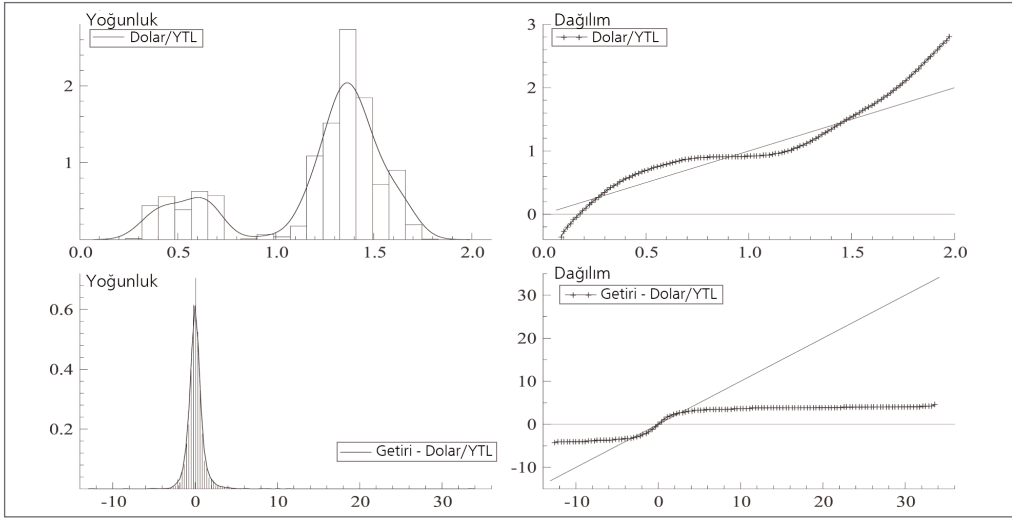
Tablo 4: Verilerin Yapısının Analizi

	Euro/YTL	Getiri: Euro/YTL	Dolar/YTL	Getiri: Dolar/YTL
Ortalama	1.4006	0.0654	1.1991	0.0559
Medyan	1.6267	-0.0059	1.3345	0.0029
Maksimum	2.1246	32.4512	1.7463	33.4732
Minimum	0.3694	-12.2662	0.3140	-12.5636
Std. Sapma	0.5154	1.2546	0.3776	1.2206
Çarpıklık	-0.8872	7.5650	-1.0623	8.8260
Basıklık	2.2183	194.6876	2.7821	244.4762
Jarque-Bera Testi	383.6681	3772792	465.4857	5981922
JBT Anlamlılık	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Gözlem Sayısı	2450	2449	2450	2449

Çarpıklık (skewness) değerlerinin Euro ve Dolar serilerinin düzey halleri için negatif olmasına bakılarak bunların dağılımlarının sol kuyruğu olduğu söylenebilir. Gerçekten Grafik 3 ve 4’de yer alan bu değişkenlere ait olasılık yoğunluk fonksiyonları belirgin bir sol kuyruk taşımaktadır. Getiri halleri ise pozitif çarpıklık değerlerinden ötürü sağ kuyruk taşımaktadır ve bu durum grafiklerden de rahatlıkla anlaşılmaktadır. Diğer yandan, basıklık (kurtosis) değerleri incelendiğinde genel olarak serilerin dağılımlarının bombeli (leptokurtic) olduğu söylenebilir. Bilindiği gibi basıklığın normal dağılım değeri üçtür ve bir serinin basıklık değeri üçü aşarsa dağılım normale nazaran daha şişkin veya sivri bir yapı gösterir. Buna karşın, basıklık değerinin üçün altında olduğu bir serinin dağılımı daha yassı (playkurtic) bir görünümde olacaktır. Bu bağlamda, Euro ve Dolar serileri üçe yakın ancak üçün altında değerler almıştır, nispeten yassı bir yapıları vardır. Getiri hallerinin basıklık değerleri ise üçün kat kat üstündedir ve bu serilerin dağılımları nispeten bombeli ve sivri bir görünümündedir. Bu tespitler, Grafik 3 ve Grafik 4 tarafından da desteklenmektedir.

Grafik 3: Euro ve Getirisinin Yoğunluk ve Dağılımı



Grafik 4: Dolar ve Getirisinin Yoğunluk ve Dağılımı

Son olarak, standart sapma değerlerine bakılarak Euro ve Dolar serilerinin düzey hallerinde ortalamalarına göre daha az yayık oldukları buna karşılık getiri hallerinde yaygın bir yapı sergiledikleri söylenebilir. Tüm bu göstergeler birlikte değerlendirildiğinde verilerin modelleme ve tahmin için elverişli bir yapıda oldukları ifade edilebilir.

Tablo 5: Birim Kök Testleri

Panel A: Bütün Örneklem Birim Kök Testleri				
Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testleri (max. gecikme 26)				
Değişken	Gecikme ^a	t Testi	Olasılık	Kritik Değer ^b
100×Ln(€ _t /€ _{t-1})	1	-40.458	0.000	%1 -3.432
100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1})	1	-40.337	0.000	%5 -2.862
Δ(100×Ln(€ _t /€ _{t-1}))	22	-19.691	0.000	%10 -2.567
Δ(100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1}))	22	-19.560	0.000	
Phillips-Perron Birim Kök Testleri				
Değişken	Bant Genişliği ^c	Uyum. t Testi	Olasılık	Kritik Değer ^b
100×Ln(€ _t /€ _{t-1})	12	-41.914	0.000	%1 -3.432
100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1})	13	-41.453	0.000	%5 -2.862
Δ(100×Ln(€ _t /€ _{t-1}))	135	-418.221	0.000	%10 -2.567
Δ(100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1}))	156	-431.378	0.000	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Birim Kök Testleri				
Değişken	Bant Genişliği ^c	LM Testi		Kritik Değer ^d
100×Ln(€ _t /€ _{t-1})	7	0.717		%1 0.739
100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1})	8	1.380		%5 0.463
Δ(100×Ln(€ _t /€ _{t-1}))	135	0.053		%10 0.347
Δ(100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1}))	167	0.066		
Panel B: 5.1.1999-31.10.2000 Alt Döneminin Birim Kök Testleri				
Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testleri (max. gecikme 17)				
Değişken	Gecikme ^a	t Testi	Olasılık	Kritik Değer ^b
100×Ln(€ _t /€ _{t-1})	0	-22.005	0.000	%1 -3.443
100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1})	0	-21.359	0.000	%5 -2.867
Δ(100×Ln(€ _t /€ _{t-1}))	5	-15.652	0.000	%10 -2.569
Δ(100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1}))	5	-16.094	0.000	

Phillips-Perron Birim Kök Testleri				
Değişken	Bant Genişliği ^c	Uyum. t Testi	Olasılık	Kritik Değer ^b
100×Ln(€ _t /€ _{t-1})	9	-21.545	0.000	%1 -3.443
100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1})	4	-22.004	0.000	%5 -2.867
Δ(100×Ln(€ _t /€ _{t-1}))	89	-199.039	0.000	%10 -2.569
Δ(100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1}))	178	-259.061	0.000	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Birim Kök Testleri				
Değişken	Bant Genişliği ^c	LM Testi		Kritik Değer ^d
100×Ln(€ _t /€ _{t-1})	9	1.646		%1 0.739
100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1})	4	0.618		%5 0.463
Δ(100×Ln(€ _t /€ _{t-1}))	48	0.055		%10 0.347
Δ(100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1}))	113	0.174		

Tahmini yapılacak getiri serilerinin durağanlıkları; Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilmiş olan “genişletilmiş birim kök testleri”ne (augmented unit root tests /ADF) ek olarak, Phillips ve Perron (1988) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) tarafından⁷ geliştirilen alternatif birim-kök testleriyle de analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 5’de listelenmiştir. Tablo 5’de sunulan bulgular, hem bütün örnekleme hem de analiz edilecek alt dönemleri kapsamaktadır. Euro ve dolar kurlarının getiri serilerinin ve birinci farklarının durağanlıkları ayrı ayrı test edilmiştir. Getiri serilerinin gerek bütün örneklem gerekse alt dönemler itibariyle düzey hallerinde durağan oldukları belirlenmiştir.

Tablo 5: (Devam)

Panel C: 1.3.2001-24.9.2008 Alt Döneminin Birim Kök Testleri				
Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testleri (max. gecikme 24)				
Değişken	Gecikme ^a	t Testi	Olasılık	Kritik Değer ^b
100×Ln(€ _t /€ _{t-1})	1	-30.771	0.000	%1 -3.434
100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1})	1	-30.900	0.000	%5 -2.863
Δ(100×Ln(€ _t /€ _{t-1}))	15	-17.883	0.000	%10 -2.567
Δ(100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1}))	15	-17.801	0.000	
Phillips-Perron Birim Kök Testleri				
Değişken	Bant Genişliği ^c	Uyum. t Testi	Olasılık	Kritik Değer ^b
100×Ln(€ _t /€ _{t-1})	12	-40.074	0.000	%1 -3.434
100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1})	9	-39.669	0.000	%5 -2.863
Δ(100×Ln(€ _t /€ _{t-1}))	148	-369.479	0.000	%10 -2.567
Δ(100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1}))	266	-404.869	0.000	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Birim Kök Testleri				
Değişken	Bant Genişliği ^c	LM Testi		Kritik Değer ^d
100×Ln(€ _t /€ _{t-1})	13	0.310		%1 0.739
100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1})	10	0.259		%5 0.463
Δ(100×Ln(€ _t /€ _{t-1}))	121	0.158		%10 0.347
Δ(100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1}))	145	0.490		

(a) Uygun gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. (b) Kritik değerler MacKinnon’un (1996) geliştirdiği tek taraflı p değerlerini temel almaktadır. (c) Bant genişliği Newey-West yöntemine göre belirlenmiştir. (d) Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin’in (1992) çalışmasında Tablo 1’de belirtilen kritik değerler temel alınmıştır.

(7) Tablo 5’deki ADF testi, Schwarz Bilgi Kriterine göre en anlamlı sonuçları veren gecikme uzunlukları için elde edilen test değerlerini yansıtmaktadır.

5.2. Modellerin Tahmin Sonuçları ve Değerlendirmeler

Modellerin tahmin sürecinin ilk aşamasında, getiri serilerinin ARCH-LM testi ile ARCH etkisi taşıyıp taşımadığı araştırılmıştır. Tablo 6’da elde edilen sonuçlar listelenmektedir. Her iki seri de güçlü bir ARCH etkisi sergilemektedir. Farklı gecikme uzunluklarında testler yinelenildiğinde bu etkinin değişmediği gözlenmiştir. Dolayısıyla serilerin uzun hafıza koşullu varyans tahminleri yapılabilir.

Tablo 6: ARCH-LM Testi

Değişken	Gecikme	F Testi	Anlamlılık
$100 \times \ln(\epsilon_t / \epsilon_{t-1})$	1	F(1, 1622)	16.790
	5	F(5, 1615)	61.475
	10	F(10, 1605)	36.215
$100 \times \ln(\$_t / \$_{t-1})$	1	F(1, 1622)	11.309
	5	F(5, 1615)	87.728
	10	F(10, 1605)	47.736

(3) ve (4) numaralı eşitliklerle ifade edilen ARFIMA – FIGARCH modelinde kullanılan değişkenlerin listesi Tablo 7’de sunulmaktadır. Anlamlı bulunan ARFIMA – FIGARCH tahmin sonuçları ise Tablo 8, Tablo 9 ve Tablo 10’da sunulmuştur. Tablo 8, bütün örnekleme yani 5.1.1999 ile 24.9.2008 tarihleri arasındaki 2449 gözlemi (dönüşümden ötürü bir gözlem değeri kaybedilmiştir) kapsayan tahmin sonuçlarını yansıtmaktadır. Buna karşılık Tablo 9’da 5.1.1999 ile 31.10.2000 tarihleri arasındaki 458 gözlemi ve Tablo 10’da 1.3.2001 ile 24.9.2008 tarihleri arasındaki 1909 gözlemi kapsayan tahminlerin sonuçları yer almaktadır. Kasım 2000 ve Şubat 2001’de ardına yaşanan krizler dikkate alınarak örneklem yukarıda ifade edildiği gibi bölünmüştür. Benzer bir yaklaşım, Noomen, Amed ve Abdelwed’in (2003) çalışmasında da benimsenmiştir. Böylece hem krizleri içeren bütün örnekleme hem de kriz öncesi ve sonrası alt dönemleri analiz etmek mümkün olmuştur.

Tablo 7: Modellerde Kullanılan Değişkenlerin Tanımları

Değişken	Tanımı
r_t	Birbirini izleyen günlerdeki kurların farkının doğal logaritmasının yüzde çarpımı. $r_t = 100 \times \ln(s_t / s_{t-1})$
G	Günlük etkileri ifade eden gölge değişken (ilgili gün 1 diğerleri 0).
TAT	Tatil günlerinin etkisi (tatili izleyen ilk işgünü 1 diğerleri 0).
DM	Döviz müdahalelerinin etkisi (müdahale yapılan gün 1 diğerleri 0).
DDA	Dövizle ilgili diğer TCMB açıklamalarının etkisi (açıklama yapılan gün 1 diğerleri 0).
PPG	Para piyasası gelişmelerinin etkisi (gelişme olan gün 1 diğerleri 0).
FOG	faiz oranı gelişmelerinin etkisi (gelişme olan gün 1 diğerleri 0).
EG	Enflasyona dair açıklamaların etkisi (açıklama olan gün 1 diğerleri 0).
$ÖDG$	Ödemeler dengesi gelişmelerine dair açıklamalar (açıklama olan gün 1 diğerleri 0).

<i>BA</i>	TCMB başkanının kamuoyuna yapmış olduğu açıklamaların etkisi (açıklama olan gün 1 diğerleri 0).
<i>PKT</i>	Para kurulu toplantılarının etkileri (toplantının olduğu gün 1 diğerleri 0).
<i>DIG</i>	Diğer TCMB açıklamalarının etkileri (açıklama olan gün 1 diğerleri 0).
τ_0	Ortalama denkleminin sabiti.
θ	Ardışık bağlanım katsayısı.
λ	Hareketli ortalama katsayısı.
<i>d1</i>	Arfima modelinin kesirsel bütünleşme katsayısı.
<i>d2</i>	figarch modelinin kesirsel bütünleşme katsayısı.
ω	Varyans denkleminin sabiti.
α	Ardışık bağlanımlı koşullu değişen varyans katsayısı (ARCH terimi).
β	genelleştirilmiş koşullu değişen varyans katsayısıdır (GARCH terimi).

Tablolar, (3) numaralı ortalama ve (4) numaralı varyans denklemlerinden meydana gelen modelin tahmin sürecinde yakınsama (convergence) gösteren belli başlı sonuçlarını sunmaktadır. Sunulan sonuçların, Bollerslev'in GARCH modelleri için ileri sürdüğü katı "negatif olmama" (nonnegativity) koşulunu sağlamasına ve bu çerçevede $\omega > 0$, $\alpha > 0$ ve $\beta > 0$ olmasına özen gösterilmiştir. Bununla birlikte, bazı modeller bu koşulu sağlamamaktadır. Gerek Nelson ve Cao'nun (1992) gerekse onların çalışmasını temel alan Conrad ve Haag'ın (2006) tarihli çalışmaları dikkate alındığında, negatif olmama koşulunun GARCH ve FIGARCH modellerine daima uygulanamayacağı ve gevşetilmesi gerektiği görülecektir. Özellikle FIGARCH modellerinde negatif olmama koşulunu ele alan Conrad ve Haag'ın çalışmasında; Nelson ve Cao'nun bulgularından hareketle bazı durumlarda varyans denklemi parametrelerinin negatif olabileceği ispatlanmıştır. FIGARCH (p,d,q) modellerinin $p \leq 2$ olması durumunda koşullu varyansın iki temel özelliği gözlenmektedir. Birincisi tüm parametreler pozitif ise koşullu varyans negatif olabilmektedir. Buna ek olarak, kesirsel fark parametresi d'den dolayı tüm parametreler negatifse, koşullu varyans pozitif olabilmektedir. Bu tespitlerden hareketle Conrad ve Haag, FIGARCH(1,d,1) modeli için Bollerslev ve Mikkelsen (1996) tarafından öngörülen koşulları önemli oranda genişletmişlerdir.

Diğer yandan, $\alpha + \beta < 1$ olması ve $\alpha + \beta > 0.50$ gibi koşulların sağlanmasına da dikkat edilmiştir. Ancak yakınsama sağlayan tahminlerden bazıları bu koşulları sağlamamaktadır. Fakat sınırlı sayıda tahmin yapılabildiğinden bunların da sunulması uygun görülmüştür. Daha sonraki açıklamalarımız ve değerlendirmelerimizde, bunlar anlamlı modellerden ayrılacaktır.

Tablo 8'de belirtilen (1.1) numaralı model Euro'nun getiri serisi için ARFIMA-GARCH yapısında anlamlı bir model elde edildiğini göstermektedir. Bu modelin ortalama denkleminde uzun hafıza özelliği olmasına rağmen, varyans denkleminde bu özelliğe rastlanmamıştır. Gözlenen uzun hafıza özelliğine bakılarak, bunun sıfırla bir arasında (tam olarak $0 < d1 < 0.5$) olmasından hareketle, meydana gelecek bir şok son-

rası kurun kendi ortalamasına dönme süresinin uzun olacağı ifade edilebilir. Bunun anlamı; bir şokun etkilerinin kalıcı olabileceğidir. Bu modelin ortalama denkleminde, TCMB açıklamalarının hiç yer almadığı ve bu denklemdeki günlük etkilerin de çok anlamlı olmadığı gözlenmektedir. Varyans denkleminde ise döviz müdahaleleri, dövizle ilgili diğer gelişmeler, ödemeler dengesi gelişmeleri, TCMB başkanının açıklamaları ve para kurulu toplantıları en anlamlı değişkenler olarak öne çıkmaktadır. (1.2) numaralı model ise doların getirisi için ARFIMA – FIGARCH yapısında anlamlı bir modeldir. Bu modelde hem ortalama hem de varyans denklemlerinde güçlü uzun hafıza özellikleri vardır. d_1 ve d_2 parametrelerinin biri önemli ölçüde aşmalarına bakılarak, sürecin “patlayan” şeklinde nitelendirilmesi mümkündür. Patlayan süreçler durağan bir yapıda değildir ve ortalamalarına geri dönmezler. Bunun anlamı olası bir şokun etkilerinin çok fazla olacağı ve çok uzun bir süre devam edeceğidir. Modelin ortalama denkleminde güçlü günlük etkiler ve tatil etkileri dikkati çekmektedir. Varyans denkleminde ise, en belirgin etki TCMB’nin döviz müdahalelerine aittir. Grafik 5 ve Grafik 6’da (1.1) ve (1.2) numaralı modellerin kalıntı ve koşullu varyans grafikleri sunulmaktadır.

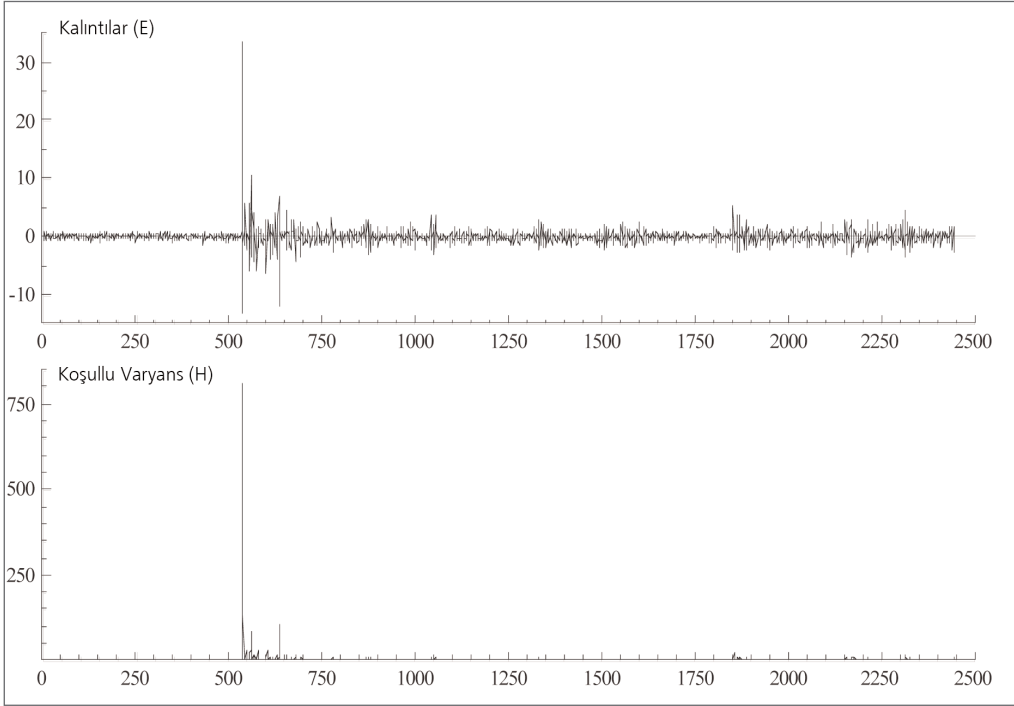
Tablo 9’da sunulan (2.1) numaralı model ARFIMA-GARCH ve (2.2) numaralı model ARFIMA-FIGARCH yapısında Euro’nun getirilerini tahmin etmektedir. Bununla birlikte, her iki model de Engle ve Shephard (2001) ile Doornik ve Ooms’un (2001) ifade etmiş oldukları $\alpha + \beta < 1$ ve $\omega > 0$, $\alpha > 0$ ve $\beta > 0$ koşullarını sağlamadıklarından anlamsızdırlar. Bu modellerin başta döviz müdahaleleri olmak üzere TCMB’nin eylemlerini yansıtan tüm açıklamaların etkileri içeren anlamlı parametreler içermedikleri gözlenmektedir. (2.3) ve (2.4) numaralı modeller ise, sadece ARFIMA-GARCH yapısında Dolar’ın getiri tahminlerini sunmaktadır. (2.3) ve (2.4) numaralı modeller Hwang ve Pereira’nın (2006) ifade ettikleri gibi hem küçük α değerleri nedeniyle daha az anlamlı bir süreklilik ($\alpha + \beta$) göstermektedir hem de bu durum (2.3) numaralı modelde $\alpha + \beta > 0.50$ olmasıyla desteklenmektedir. Hwang ve Pereira’ya göre, böyle bir durum GARCH(1,1) modeli için yeterli gözlem olmamasına bağlanabilir. Bu bağlamda, en az 500 gözlem değeri gerekmektedir, ancak α değeri çok küçük olduğunda 1000 gözlemi kapsayan büyük örneklem bile eğilimsiz tahminler yapmak ve yakınsama hatalarından kaçınmak için yeterli olmayabilir. Bu modellerde gerek gözlem sayısının 458 olması gerekse α ’nın çok küçük bir değer alması söz konusudur. Dolayısıyla, ciddi değerlendirmeler yapmak için elverişli değerlerdir.

Tablo 8: Bütün Örneklemin Arfima-Garch ve Arfima-Figarch Tahminleri

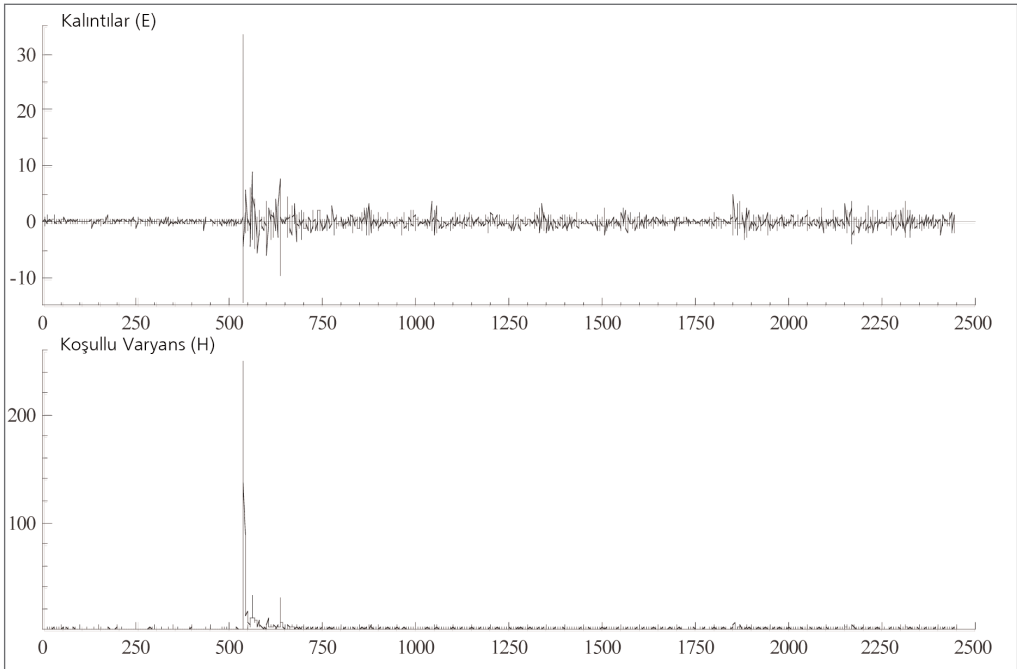
Bağımlı Değişken:	100×Ln(€ _t /€ _{t-1})		100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1})	
	Model 1.1		Model 1.2	
	Katsayılar	t Testi	Katsayılar	t Testi
τ_0	-0.5478	-0.5607	-1.3161	-1.5980 ***
$d1$	0.0470	2.0610 **	0.1142	4.5740 *
θ	-0.5048	-3.2970 *	-0.1668	-2.5800 *
λ	0.5935	4.2570 *	0.4567	9.8990 *
τ_1	0.4798	0.4915	1.8286	2.2360 **
τ_2	0.6090	0.6237	1.6211	1.9770 **
τ_3	0.5176	0.5297	1.3933	1.7010 ***
τ_4	0.5420	0.5552	1.4555	1.7730 ***
τ_5	0.5794	0.5927	1.4175	1.7300 ***
τ_{TAT}	-0.2239	-7.0080 *	-0.3194	-3.5150 *
τ_{DM}	-	-	-	-
τ_{DDA}	-	-	-	-
τ_{PPG}	-	-	-	-
τ_{FOG}	-	-	-	-
τ_{EG}	-	-	-	-
$\tau_{ÖDG}$	-	-	-	-
τ_{BA}	-	-	-	-
τ_{PKT}	-	-	-	-
τ_{DIG}	-	-	-	-
ω	0.0752	7.1990 *	3.0886	6.4220 *
$d2$	-	-	0.1839	6.5600 *
α (ARCH)	0.3949	10.7500 *	0.7123	19.1900 *
β (GARCH)	0.5364	24.5000 *	0.1831	5.0560 *
η_1	-	-	-	-
η_2	-	-	-	-
η_3	-	-	-	-
η_4	-	-	-	-
η_5	-	-	-	-
η_{TAT}	-	-	-	-
η_{DM}	0.3751	1.4340 ***	-0.1845	-2.6090 *
η_{DDA}	0.2902	2.2000 **	0.0478	0.6701
η_{PPG}	-0.0363	-0.3801	-0.0045	-0.0656
η_{FOG}	-0.0667	-0.8828	-0.0016	-0.0279
η_{EG}	0.0785	0.8413	0.0673	0.4986
$\eta_{ÖDG}$	-0.2983	-9.9930 *	-0.0923	-1.1390
η_{BA}	-0.1273	-1.8790 ***	-0.1015	-1.0420
η_{PKT}	0.4341	2.3770 *	-0.0330	-0.3331
η_{DIG}	2.9385	8.3920 *	-0.2480	-8.4380 *
Gözlem Sayısı :	2449		2449	
Ortalama :	0.06547		0.05594	
Log Olabilirlik :	-3321.93		-3379.09	
Varyans :	1.57338		1.48936	
$\alpha + \beta$	0.93112		0.8954	

(*), (**) ve (***) simgeleri sırasıyla t Testlerinin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Grafik 5: Model (1.1)'in Kalıntıları ve Koşullu Varyansı



Grafik 6: Model (1.2)'nin Kalıntıları ve Koşullu Varyansı



Tablo 9: 1999:1-2000:10 Alt Döneminin Arfima-Garch ve Arfima-Figarch Tahminleri

Bağımlı Değişken:	$100 \times \ln(\epsilon_t / \epsilon_{t-1})$			
	Model 2.1		Model 2.2	
	Katsayılar	t Testi	Katsayılar	t Testi
τ_0	0.0902	0.0006	0.2338	3.0510 *
$d1$	0.0857	0.7370	0.4201	1.8310 ***
θ	0.2355	0.9044	0.2961	2.8100 *
λ	-0.3390	-0.9375	-0.7611	-5.0310 *
τ_1	-0.0442	-0.0003	-	-
τ_2	0.1642	0.0011	-	-
τ_3	0.0147	0.0001	-	-
τ_4	0.0193	0.0001	-	-
τ_5	-0.0237	-0.0002	-	-
τ_{TAT}	-0.0994	-0.8119	-	-
τ_{DM}	-	-	-	-
τ_{DDA}	-	-	-	-
τ_{PPG}	-	-	-	-
τ_{FOG}	-	-	-	-
τ_{EG}	-	-	-	-
$\tau_{ÖDG}$	-	-	-	-
τ_{BA}	-	-	-	-
τ_{PKT}	-	-	-	-
τ_{DiG}	-	-	-	-
ω	-0.0006	-1.4950 ***	0.1043	60.0400 *
$d2$	-	-	-0.3901	-3.2610 *
α (ARCH)	0.0112	2.3470 **	0.7378	10.3200 *
β (GARCH)	0.9952	216.8000 *	0.3774	6.3860 *
η_1	-	-	-	-
η_2	-	-	-	-
η_3	-	-	-	-
η_4	-	-	-	-
η_5	-	-	-	-
η_{TAT}	-	-	-	-
η_{DM}	-	-	-	-
η_{DDA}	-	-	-	-
η_{PPG}	-	-	-	-
η_{FOG}	-	-	-	-
η_{EG}	-	-	-	-
$\eta_{ÖDG}$	-	-	-	-
η_{BA}	-	-	-	-
η_{PKT}	-	-	-	-
η_{DiG}	-	-	-	-
Gözlem Sayısı :	458		458	
Ortalama :	0.09954		0.16957	
Log Olabilirlik :	-224.206		-131.263	
Varyans :	0.16941		0.10786	
$\alpha + \beta$	1.00618		1.1151	

(*), (**) ve (***) simgeleri sırasıyla t Testlerinin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 9: (Devam)

Bağımlı Değişken:	100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1})			
	Model 2.3		Model 2.4	
	Katsayılar	t Testi	Katsayılar	t Testi
τ_0	0.1535	0.0002	0.2270	8.1530 *
$d1$	0.3106	1.5980 ***	0.2101	1.8240 ***
θ	0.3841	3.4950 *	0.3740	4.4100 *
λ	-0.7051	-4.1230 *	-0.6345	-3.7380 *
τ_1	0.0441	0.0000	-	-
τ_2	0.1999	0.0002	-	-
τ_3	-0.0432	0.0000	-	-
τ_4	-0.0253	0.0000	-	-
τ_5	0.0172	0.0000	-	-
τ_{TAT}	-0.0803	-0.7955	-	-
τ_{DM}	-	-	-	-
τ_{DDA}	-	-	-	-
τ_{PPG}	-	-	-	-
τ_{FOG}	-	-	-	-
τ_{EG}	-	-	-	-
$\tau_{ÖDG}$	-	-	-	-
τ_{BA}	-	-	-	-
τ_{PKT}	-	-	-	-
τ_{DiG}	-	-	-	-
ω	0.0963	0.2415	0.0200	4.2190 *
$d2$	-	-	-	-
α (ARCH)	0.0102	0.5357	0.0891	4.2470 *
β (GARCH)	0.0373	0.0093	0.7612	16.1200 *
η_1	-	-	-	-
η_2	-	-	-	-
η_3	-	-	-	-
η_4	-	-	-	-
η_5	-	-	-	-
η_{TAT}	-	-	-	-
η_{DM}	-	-	-	-
η_{DDA}	-	-	-	-
η_{PPG}	-	-	-	-
η_{FOG}	-	-	-	-
η_{EG}	-	-	-	-
$\eta_{ÖDG}$	-	-	-	-
η_{BA}	-	-	-	-
η_{PKT}	-	-	-	-
η_{DiG}	-	-	-	-
Gözlem Sayısı :	458		1469	
Ortalama :	0.16957		0.19534	
Log Olabilirlik :	-119.713		-557.321	
Varyans :	0.10786		0.14527	
$\alpha + \beta$	0.02693		0.85006	

2000 ve 2001 krizleri sonrası dönemi kapsayan tahmin sonuçları Tablo 10'da sunulmaktadır. (3.1), (3.2) ve (3.3) numaralı modeller Euro'nun getirisinin alternatif ARFIMA-GARCH tahminleridir. Bu modeller içinde hem teorik hem de istatistik anlamlılık açısından (3.1) numaralı model öne çıkmaktadır. Bu modelin gerek ortalama gerekse varyans denklemlerinde TCMB'nin başta döviz müdahaleleri olmak üzere tüm açıklamalarının önemli etkileri olduğu belirlenmiştir. Özellikle varyans denkleminde bu etkilerin anlamlılığının daha fazla olduğu gözlenmiştir. Ayrıca ortalama denkleminde günlük etkilerin varlığı da dikkati çekmektedir. $-0.5 < d < 0$ olduğundan, bir orta hafıza yada aşırı farkı alınmış bir uzun hafıza süreci gözlenen bu modele bakılarak, olası şokların tesirinin kalıcı olmayacağı söylenebilir. (3.2) ve (3.3) numaralı modellerde de benzer uzun hafıza süreçleri söz konusudur. Fakat bu modellerde TCMB müdahalelerinin ve diğer politika kararlarına dair açıklamaların etkisi pek güçlü değildir. (3.2) numaralı modelin varyans denkleminde döviz müdahalelerinin ve diğer TCMB açıklamalarının etkili olduğu görülmektedir. Her iki modelde de günlük etkilerin anlamlı olduğuna ilişkin bir bulgu yoktur.

(3.4) ve (3.5) numaralı modeller ise ARFIMA-GARCH yapısındaki Dolar'ın getiri tahminlerini içermektedir. Bunlar da bir orta hafıza süreci göstermektedir. Yani olası şokların kalıcı etkileri olmayacağına işaret etmektedirler. (3.4) numaralı modelin varyans denkleminde (3.5) numaralı modelinse ortalama denkleminde döviz müdahalelerinin ve diğer TCMB açıklamalarının etkileri olduğu gözlenmektedir. Her iki modelde de günlük etkilerin güçlü oldukları söylenebilir. (3.4) numaralı modelin ortalama denkleminde, (3.5) numaralı modelinse hem ortalama hem de varyans denkleminde günlük etkiler son derece anlamlıdır.

(3.1) numaralı model hem ortalama hem de varyans denkleminde TCMB'nin başta döviz müdahaleleri olmak üzere diğer açıklamalarının tesirlerini güçlü bir şekilde yansıttığından bunun kalıntı ve koşullu varyans grafikleri Grafik 7'de sunulmuştur.

Tüm bu bulgular birlikte değerlendirilecek olursa, gerek Euro gerekse Dolar'ın getiri serilerinin uzun hafıza özellikleri gösterdiği ve başta döviz müdahaleleri olmak üzere TCMB'nin politika kararlarını yansıtan açıklamalardan ciddi şekilde etkilendikleri gözlenmiştir. Bütün örnekleme uzun hafıza özelliklerinin belirlenmiş olması, olası şokların süreklilik gösterebileceğine işaret etmektedir. Ancak kriz sonrası dönemde uzun hafızayı yansıtan parametreler negatif değerler aldığından şokların geçici olduğu gibi çelişkili bir sonuç da elde edilmiştir. Bunun nedeni, bütün örneklemin içinde Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizlerinin ve kriz öncesi dönemin kırılğanlığının tesirlerinin yer alıyor oluşudur. Dolayısıyla, uzun hafıza özellikleri açısından kriz sonrası dönemi kapsayan ve şokların kalıcı olmadığını ifade eden bulgular daha anlamlıdır.

6. Sonuç

Bu çalışma, TCMB müdahalelerinin döviz kurlarının oynaklığı üzerinde etkileri olup olmadığının belirlenmesine yöneliktir. Bu çerçevede, 4.1.1999 ile 24.9.2008 dö-

nemini kapsayan 2450 gözlemlik Euro ve A.B.D. Doları serileri kullanılmıştır. Dönem hem bir bütün olarak, hem de 2000 Kasım ve 2001 Şubat krizleri göz önünde tutularak iki alt dönem halinde analiz edilmiştir.

Tablo 10: 2001:3-2008:9 Alt Döneminin Arfima-Garch ve Arfima-Figarch Tahminleri

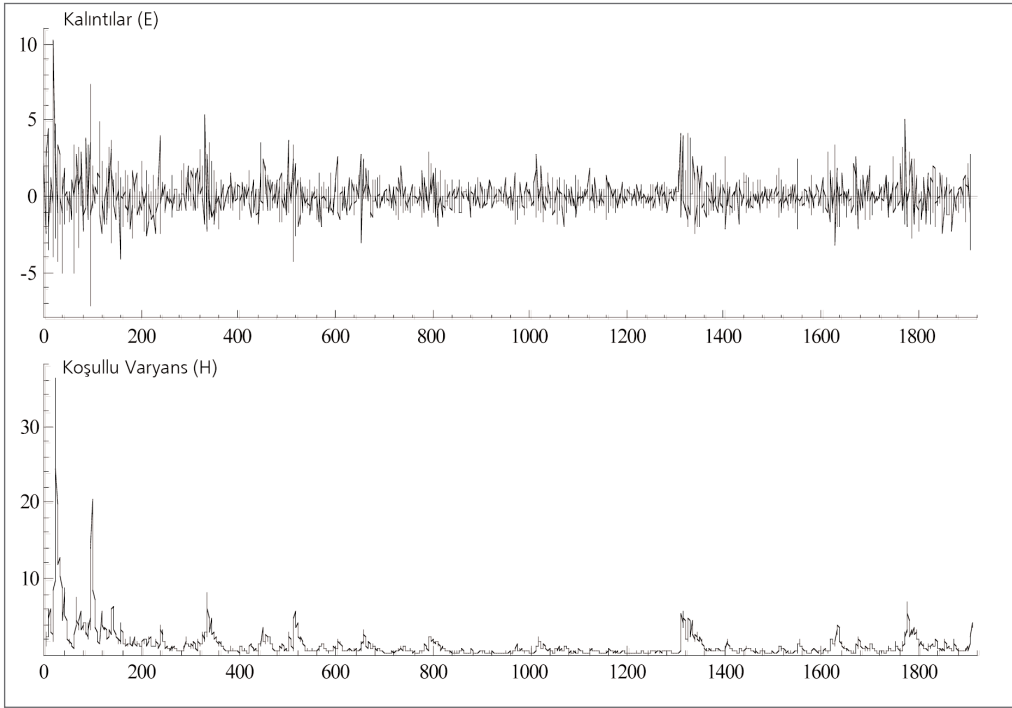
Bağımlı Değişken:	100×Ln(ε _t /ε _{t-1})					
	Model 3.1		Model 3.2		Model 3.3	
	Katsayı	t Testi	Katsayı	t Testi	Katsayı	t Testi
τ_0	-0.5185	-0.6265	-0.5155	-0.6255	-0.5397	-0.7136
$d1$	-0.0005	-0.0252	-0.0030	-0.1476	-0.0122	-0.5863
θ	-0.8973	-15.9400 *	-0.8854	-12.6300 *	-0.8714	-10.1900 *
λ	0.9182	21.4900 *	0.9091	16.9300 *	0.8979	13.3900 *
τ_1	0.4882	0.5905	0.4967	0.6033	0.5013	0.6632
τ_2	0.4745	0.5729	0.4788	0.5804	0.4862	0.6420
τ_3	0.4630	0.5591	0.4715	0.5715	0.4957	0.6546
τ_4	0.5556	0.6714	0.5601	0.6796	0.5752	0.7601
τ_5	0.4681	0.5648	0.4795	0.5811	0.4902	0.6466
τ_{TAT}	0.0727	0.5461	0.0852	0.6376	0.1420	1.0670
τ_{DM}	0.1406	0.6503	-	-	0.1574	0.7087
τ_{DDA}	-0.0100	-0.0967	-	-	0.0002	0.0025
τ_{PPG}	0.0036	0.0379	-	-	-0.0012	-0.0121
τ_{FOG}	0.0858	0.8570	-	-	0.0716	0.7328
τ_{EG}	-0.1471	-1.5830 ***	-	-	-0.1355	-1.4120
$\tau_{ÖDG}$	0.4085	1.5460 ***	-	-	0.4116	1.7400 ***
τ_{BA}	0.1060	0.9558	-	-	0.1109	0.8728
τ_{PKT}	0.4046	2.9020 *	-	-	0.4129	3.2840 *
τ_{DIG}	0.0534	0.6696	-	-	0.0541	0.7185
ω	0.0261	3.2760 *	0.0238	3.1350 *	-0.1123	-0.1774
$d2$	-	-	-	-	-	-
α (ARCH)	0.1879	7.5320 *	0.1820	7.3310	0.1891	7.4560 *
β (GARCH)	0.7835	32.3700 *	0.7884	32.3000	0.8020	33.6900 *
η_1	-	-	-	-*	0.1051	0.1668
η_2	-	-	-	-*	0.1754	0.2764
η_3	-	-	-	-	0.1176	0.1848
η_4	-	-	-	-	0.1612	0.2536
η_5	-	-	-	-	0.1311	0.2052
η_{TAT}	-	-	-	-	0.0828	0.9039
η_{DM}	0.2059	1.6120 ***	0.2147	1.6740 ***	-	-
η_{DDA}	0.1494	1.9810 **	0.1473	1.9990 **	-	-
η_{PPG}	-0.0384	-0.6265	-0.0308	-0.5113	-	-
η_{FOG}	-0.0091	-0.1229	0.0052	0.0728	-	-
η_{EG}	-0.0497	-0.8017	-0.0619	-1.0020	-	-
$\eta_{ÖDG}$	0.5997	2.0890 **	0.6557	2.3000 **	-	-
η_{BA}	-0.0957	-1.3180	-0.0679	-0.9849	-	-
η_{PKT}	0.1432	1.3390	0.2274	2.0100 **	-	-
η_{DIG}	0.0945	1.6280 ***	0.0943	1.6360 ***	-	-
Gözlem Sayısı :	1909		1909		1909	
Ortalama :	0.04109		0.04109		0.04109	
Log Olabilirlik :	-2511.37		-2519.52		-2526.44	
Varyans :	1.26181		1.26181		1.26181	
$\alpha + \beta$	0.97112		0.97017		0.9909	

(*), (**) ve (***) simgeleri sırasıyla t Testlerinin %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 10: (Devam)

Bağımlı Değişken:	100×Ln(\$ _t /\$ _{t-1})			
	Model 3.4		Model 3.5	
	Katsayılar	t Testi	Katsayılar	t Testi
τ_0	-1.1841	-1.7030 ***	-0.7491	-1.7720 ***
$d1$	-0.0269	-0.8893	-0.0451	-1.3410
θ	-0.1870	-0.8256	-0.1054	-0.4743
λ	0.2886	1.3870	0.2280	1.1300
τ_1	1.1201	1.6120 ***	0.6642	1.5760 ***
τ_2	1.1958	1.7160 ***	0.7090	1.6720 ***
τ_3	1.1330	1.6280 ***	0.6810	1.6040 ***
τ_4	1.1652	1.6740 ***	0.7269	1.7140 ***
τ_5	1.1347	1.6300 ***	0.6817	1.6080 ***
τ_{TAT}	-0.0648	-0.5586	-0.0210	-0.1913
τ_{DM}	-	-	-0.1899	-1.2180
τ_{DDA}	-	-	0.0919	1.1530
τ_{PPG}	-	-	0.0445	0.5350
τ_{FOG}	-	-	0.2024	2.3900 **
τ_{EG}	-	-	-0.0592	-0.7351
$\tau_{ÖDG}$	-	-	0.0745	0.4325
τ_{BA}	-	-	-0.0613	-0.5405
τ_{PKT}	-	-	0.2442	2.0250
τ_{DIG}	-	-	0.1154	1.7730 ***
ω	0.0151	3.4280 *	-0.9060	-3.7710 *
$d2$	-	-	-	-
α (ARCH)	0.1840	8.2730 *	0.2134	8.0090 *
β (GARCH)	0.7946	42.1400 *	0.7854	35.6900 *
η_1	-	-	0.8968	3.6200 *
η_2	-	-	0.9351	3.8150 *
η_3	-	-	0.9011	3.6400 *
η_4	-	-	1.0065	4.2090 *
η_5	-	-	0.9064	3.7490 *
η_{TAT}	-	-	-0.0023	-0.0363
η_{DM}	0.2051	2.0810 **	-	-
η_{DDA}	0.0707	1.5310	-	-
η_{PPG}	-0.0369	-0.8383	-	-
η_{FOG}	0.0423	1.9500 **	-	-
η_{EG}	-0.1065	-5.0870 *	-	-
$\eta_{ÖDG}$	0.3665	1.9960 **	-	-
η_{BA}	0.0117	0.2336	-	-
η_{PKT}	0.2082	1.8020 ***	-	-
η_{DIG}	0.1290	2.9660 *	-	-
Gözlem Sayısı :	1909		1909	
Ortalama :	0.0162		0.0162	
Log Olabilirlik :	-2356.29		-2366.64	
Varyans :	1.12933		1.12933	
$\alpha + \beta$	0.97841		0.99861	

Grafik 7: Model (3.1)'in Kalıntıları ve Koşullu Varyansı



Çalışmanın hareket noktası; Noomen, Amed ve Abdelwed'in (2003) çalışmasıdır. Bununla birlikte, söz konusu çalışma Beine, Lahaye v.d. (2007) çalışmaları göz önüne alınarak Türkiye'nin dinamikleri ve elde edilebilecek veriler ışığında farklılaştırılmıştır. Bu bağlamda, kurlar üzerinde etkili günlük olayları ifade eden gölge değişkenler vektörüne ek olarak TCMB tarafından yapılan açıklamaların etkilerini yansıtması için yeni gölge değişkenlerle orijinal model geliştirilmiştir. Oynaklık tahminlerinde ARFIMA-GARCH ve ARFIMA-FIGARCH modelleri kullanılmıştır. Anlamlı sonuçlar sadece dönemin bütününde ve kriz sonrası dönemde (1.3.2001-24.9.2008) elde edilmiştir. Kriz öncesi alt dönemde (4.1.1999-31.10.2000) tahmin edilen modeller, GARCH ve FIGARCH modellerinin sağlaması gereken koşulları taşımadığından değerlendirmelere dahil edilmemiştir.

Elde edilen sonuçlar, gerek dönemin bütününde gerekse kriz sonrası alt dönemde TCMB'nin döviz piyasalarına olan müdahalelerinin kurlardaki oynaklığı arttırdığını ortaya koymaktadır. Buna ek olarak, dövizle ilgili diğer kararları ya da gelişmeleri yansıtan TCMB açıklamalarının, faiz oranı, enflasyon, ödemeler dengesi gibi kurlarla etkili öteki unsurlara ilişkin açıklamaların da oynaklık üzerinde etkili olduğu belirlenmiştir. Merkez bankası başkanının yaptığı açıklamalar ve para kurulu toplantılarının sonuçlarına dair açıklamalar da kur oynaklığı ile ilişkili bulunmuştur.

Anlamlı modellerde tespit edilen uzun hafıza özelliği ile olası şokların sürekliliği konusunda bazı değerlendirmeler yapılabilir. Bütün örnekleme kapsayan tahminlerde

kesirsel fark parametrelerinin aldığı pozitif değer olası şokların etkisinin daha yavaş ortadan kalkacağına, yani bir sürekliliğe işaret etmektedir. Oysa kriz sonrası alt dönemi kapsayan sonuçlar, negatif kesirsel fark değerleriyle olası şokların etkilerinin geçici olduğunu göstermektedir. Çelişkili bu sonuçlar, örneklemin bütünü içindeki krizlerin etkisinden ileri geliyor olabilir. Dolayısıyla, bu anlamda kriz sonrası dönemi kapsayan verilerin sonuçlarına itibar edilmesi daha yerinde olacaktır.

Politik açıdan bu bulgular, merkez bankasının döviz piyasasına müdahale etmekten kaçınması gerektiğini göstermektedir. 2001 krizi öncesi dönemde müdahalelerin kur oynaklığı üzerinde etkisi olduğuna dair net bulgulara ulaşılamamıştır. Oysa dalgalı kur rejiminin benimsendiği 2001 sonrası dönem incelendiğinde, kurlara yapılan müdahalelerin oynaklığı arttırdığı açık bir şekilde görülmektedir. Olası şokların geçici tesirleri olacağına dair uzun hafıza özellikleri de bu sonuçla tutarlıdır. Yaşanabilecek kur şoklarının kalıcı tesirleri olmayacağına göre bunlara yapılacak müdahaleler az ve sınırlı tutulabilir. Sorunların piyasanın işleyiş mekanizması içinde çözümlenmesi kurların oynaklığını azaltacaktır.

Kaynakça

1. Akıncı, Ö. – Çulha, O.Y.; Özlale, Ü. ve Şahinbeyoğlu, G. (2005a). Causes and Effectiveness of Foreign Exchange Interventions for the Turkish Economy. *TCMB Research Department Working Paper*, No: 05/05, (February).
2. Akıncı, Ö. – Çulha, O.Y.; Özlale, Ü. ve Şahinbeyoğlu, G. (2005b). The Effectiveness of Foreign Exchange Interventions for the Turkish Economy: A Post Crisis Period Analysis. *TCMB Research Department Working Paper*, No: 05/06, (February).
3. Andersen, T. G. - Bollerslev, T. - Diebold, F. X. ve Vega, C. (2003). Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange. *The American Economic Review*, 93(1): 38-62.
4. Ayhan, D. (2006). Döviz Kuru Rejimlerinin Kur Oynaklığı Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 21(245): 64-76.
5. Baillie, R. T. ve Osterberg, W.P. (1997). Why do Central Banks Intervene? *Journal of International Money and Finance*, 16(6): 909-919.
6. Baillie, R.T. - Bollerslev T. ve Mikkelsen, H.O. (1996). Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 74(1): 3 – 30.
7. Baillie, R.T. ve Osterberg, W.P. (1997). Central Bank Intervention and Risk in The Forward Market. *Journal of International Economics*, 43(3-4): 483-497.
8. Beattie, N. and Fillion, J. (1999). "An Intra-day Analysis of the Effectiveness of Foreign Exchange Intervention", *Bank of Canada Working Paper*, No: 99-4.
9. Beine, M. - Benassy-Quere, A. and Lecourt, C. (2002). Central Bank Intervention and Foreign Exchange Rates: New Evidence from FIGARCH Estimations. *Journal of International Money and Finance*, 21(1): 115-144.
10. Beine, M. - Laurent, S. ve Palm, F. (2004). Central Bank Forex Interventions Assessed Using Realized Moments. CORE Working Paper, No:2004/1.
11. Benie, M. – Lahaye, J.; Laurent, S.; Neely, C.J. ve Palm, F.C. (2007). Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility Its Continious and Jump Components. *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series*, No: 2006-031C, (revised Feb. 2007).
12. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3): 307–327.
13. Bollerslev, T. ve Mikkelsen, H.O. (1996). Modeling and Pricing Long Memory in Stock Market Volatility. *Journal of Econometrics*, 73(1): 151-184.
14. Bonser-Neal, C. ve Taner, G. (1996). Central Bank Intervention and the Volatility of Foreign Exchange Rates: Evidence from the Options Market. *Journal of International Money and Finance*, 15(6): 853-878.

15. Brailsford, T. ve Fall R. (1996). An Evaluation of Volatility Forecasting Techniques. *Journal of Banking and Finance* 20(3): 419-438
16. Brandorf-Nielsen, O. ve Shephard, N. (2004). Power and Bipower Variation with Stochastic Volatility and Jumps (with Discussion). *Journal of Financial Econometrics*, 2(1): 1-48.
17. Brandorf-Nielsen, O. ve Shephard, N. (2006). Econometrics of Testing for Jumps in Financial Economics Using Bipower Variation. *Journal of Financial Econometrics*, 4(1): 1-30.
18. Chang, Y. and Taylor, S.J., (1998). Intra-day Effects of Foreign Exchange Intervention by the Bank of Japan. *Journal of International Money and Finance*, 17(1): 191-210.
19. Conrad, C. ve Haag, B.R. (2006). Inequality Constraints in the Fractionally Integrated GARCH Model. *Journal of Financial Econometrics*, 4(3): 413-449.
20. Dickey, David A. ve Wayne A. Fuller (1979). Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of American Statistical Association*, 74(366): 427-431.
21. Disyatat, P. ve Galati, G. (2007). "The Effectiveness of Foreign Exchange Intervention in Emerging Market Countries: Evidence from the Czech Koruna", *Journal of International Money & Finance*; 26(3): 383-402.
22. Dominguez, K.M. (1990). "Market Responses to Coordinated Central Bank Intervention", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32: 121-163.
23. Dominguez, K.M. (1993). Does Central Bank Intervention Increase the Volatility of Foreign Exchange Rates? *NBER Working Papers Series*, No: 4532.
24. Dominguez, K.M. (1998). Central Bank Intervention and The Exchange Rate Volatility. *Journal of International Money and Finance*, 17(1): 161-190.
25. Dominguez, K. M. (2003). "The Market Microstructure of Central Bank Intervention", *Journal of International Economics*, 59(1), 25-45.
26. Dominguez, K. M. (2006). When Do Central Bank Interventions Influence Intradaily and Longer-Term Exchange Rate Movements. *Journal of International Money and Finance*, 25(7): .1051-1071.
27. Dursun, G. ve Bozkurt, H. (2007). Reel Döviz Kurunun GARCH Modeli ile Tahmini ve Yabancı Doğrudan Yatırım İlişkisi: Türkiye Analizi. 8. *Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi*, 24-25 Mayıs 2007, İnönü Üniversitesi, Malatya.
28. Edison, H.J. (1993). The Effectiveness of Central Bank Intervention: A Survey of The Literature After 1982. *Special Papers in International Economics*, No: 18 July (Department of Economics, Princeton University).

29. Engle, R.F., (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica* 50(4): 987-1007.
30. Engle, R.F. ve Bollerslev, T. (1986). Modelling the Persistence of Conditional Variances. *Econometric Review*, 5(1): 1-50.
31. Engle, R. ve Gonzalez-Rivera, G. (1991). Semiparametric ARCH Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 9(4): 345-359.
32. Engle, R. ve Sheppard, K. (2001). Theoretical and Empirical Properties of dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH. *NBER Working Paper*, No: 8554.
33. Fatum, R. and King, M. (2005), "Rules versus Discretion in Foreign Exchange Intervention: Evidence from Official Bank of Canada High-Frequency Data", *SCCIE Working Paper*, No: 04-24.
34. Fatum, R. ve Hutchison, M. (2006). "Effectiveness of Official Daily Foreign Exchange Market Intervention Operations in Japan", *Journal of International Money and Finance*; 25(2): 199-219.
35. Figlewski, S. (1997). Forecasting Volatility. *Financial Markets, Institutions & Investment* 6(1): 1-88.
36. Fischer, A., ve Zurlinden, M. (1999). Exchange Rate Effects of Central Bank Interventions: An Analysis of Transaction Prices. *Economic Journal*, 109(458): 662-676.
37. Frankel, J. ve Dominguez K. (1993). Does Foreign Exchange Intervention Matter? The Portfolio Effect. *American Economic Review*, 83(5): 1356-1369.
38. Frankel, J. ve Dominguez K. (1993). Foreign Exchange Intervention: An Empirical Assessment. *On Exchange Rates*. (Ed.) J. Frankel, Cambridge: MIT Press.: 327-345.
39. Frenkel, M. - Pierdzioch, C. ve Stadtmann, G. (2005), "The Effects of Japanese Foreign Exchange Market Interventions on the Yen/U.S. Dollar Exchange Rate Volatility", *International Review of Economics and Finance*, 14(1): 27-39.
40. Galati, G. ve Melick, W. (1999). Central Bank Intervention and Market Expectations: An Empirical Study of the YEN/Dollar Exchange Rate, 1993-1996. *BIS Working Paper*, No: 77.
41. Granger, C. W. J. and Joyeux, R. (1980). An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing, *Journal of Time Series Analysis*, 1(1): 15-39.
42. Granger, C. W. J. (1980). Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models. *Journal of Econometrics*, 25(2): 227-238.

43. Hafner, C.M. ve Herwartz, H. (2006). "Volatility Impulse Responses for Multivariate GARCH Models: An Exchange Rate Illustration", *Journal of International Money and Finance*, 25(5): 719-740.
44. Herrera, A.M. ve Özbay, P. (2005). A Dynamic Model of Central Bank Intervention. *TCMB Research Department Working Paper*, No: 05/01, (January).
45. Hosking, J.R.M. (1981). Fractional Differencing. *Biometrika*, 68(1): 165-76.
46. Huang, Z. ve Neun, S. (2006), "The Effectiveness of Fed Intervention on the USD/DM Foreign Exchange Market", *Global Economy Journal*, 6(2): 1135-1135.
47. Humpage, O. F. (2003). Government Intervention in the Foreign Exchange Market. *Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper*, No:03-15.
48. Hwang, S. ve Pereira, P.L.V. (2006). Small Sample Properties of GARCH Estimates and Persistence. *The European Journal of Finance*, 12(6-7): 473-494.
49. Kahyaoğlu, H. ve Abuk Duygulu, A. (2005). Finansal Varlık Fiyatlarındaki Değişme – Parasal Büyüklükler Etkileşimi. *D.E.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi*, 20(1): 63-85.
50. Kaminsky, G.L. ve Lewis, K. (1996). Does Foreign Exchange Intervention Signal Future Monetary Policy? *Journal of Monetary Economics*, 37(2): 285-312.
51. Kim, S. ve Sheen, J. (2006). "Interventions in the Yen-Dollar Spot Market: A Story of Price, Volatility and Volume", *Journal of Banking and Finance*; 30(11): 3191-3214.
52. Klaassen, F. (2002). Improving GARCH Volatility Forecasts with Regime-Switching GARCH. *Empirical Economics*, 27(2): 363-394.
53. Klein, M.W. ve Rosengren, E.S. (1991). "Foreign Exchange Intervention as a Signal of Monetary Policy", *Federal Reserve Bank of Boston, New England Economic Review*, May: 39-50.
54. Kutlar, A. ve Turgut, T. (2006). Türkiye’de Başlıca Ekonomi Serilerinin ARFIMA Modelleri ile Tahmini ve Öngörülebilirliği. *KOU Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(1): 120-149.
55. Kwiatkowski D. – Phillips, P.C.B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, 54(1-3):159-178.
56. LeBaron, B. (1996). Technical Trading Rule Profitability and Foreign Exchange Intervention. *NBER Working Papers* No: 5505.
57. MacKinnon, James G. (1991). Critical Values for Cointegration Tests. *Long-run*

Economic Relationships: Reading in Cointegration, (Ed.) R.F. Engle and C.W.J. Granger, Oxford University Press.: 267-276.

58. MacKinnon, James G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11(6): 601-618.
59. Michael W.K. ve Rosengren, E.S., (1991). Foreign Exchange Intervention as a Signal of Monetary Policy. *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, May: 39-50.
60. Nagayasu, J. (2004). "The Effectiveness of Japanese Foreign Exchange Interventions during 1991-2001", *Economics Letters*, 84(3): 377-381.
61. Nelson, D.B. ve Cao, C.Q. (1992). Inequality Constraints in Univariate GARCH Model. *Journal of Business and Economics Statistics*, 10(2): 229-235.
62. Neely, C.J. (2005b). Identifying the Effect of US Interventions on the Level of Exchange Rates. *Federal Reserve Bank of Saint Louis Working Paper*, No: 2005-031B.
63. Noomen, A.A. –Amed G. ve Abdelwed T., (2003). The Reserve Bank of Australia Intervention: Exchange Rate Volatility from a FIGARCH Modelling. *High Institute of Management BESTMOD Working Papers*, No: 03-02 (http://papers.ssrn.com-ol3/papers.cfm?abstract_id=460120).
64. Özçam, M. (2004). Döviz Kuru Politikaları ve Türkiye’de Döviz Kuru Oynaklığının Etkileşimleri. *SPK Araştırma Raporu*, Ankara: SPK Araştırma Dairesi.
65. Özçam, M. (2005). Türkiye’de Üç Finansal Varlığa (Kamu Kağıtları, Hisse Senetleri ve Döviz) Dayalı Fiyatlandırma Modeli. *SPK Araştırma Raporu*, Ankara: SPK Araştırma Dairesi.
66. Pasquariello, P. (2007), "Informative Trading or Just Costly Noise? An Analysis of Central Bank Interventions", *Journal of Financial Markets*, 10(2): 107-143.
67. Payne, R. ve Vitale, P. (2003), "A Transaction Level Study of the Effects of Central Bank Intervention on Exchange Rates", *Journal of International Economics*, 61: 331-352.
68. Phillips, P.C.B. ve Peron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in the Time Series Regressions", *Biometrika*, 75(2): 335-346.
69. Pilbeam, K. (2005). "The Relative Effectiveness of Sterilized and Non Sterilized Foreign Exchange Market Interventions", *Journal of Policy Modeling*, 27(3): 375-383.
70. Scalia, A. (2008), "Is Foreign Exchange Intervention Effective? Some Microanalytical Evidence from the Czech Republic", *Journal of International Money and Finance*; 27(4): 529-546.

71. Suardi, S. (2008), "Central Bank Intervention, Threshold Effects and Asymmetric Volatility: Evidence from the Japanese Yen–US Dollar Foreign Exchange Market", *Economic Modelling*, 25(4): 628-642.
72. Takeshi, H. (2008). "Does Foreign Exchange Intervention Reduces the Exchange Rate Volatility?", *Applied Financial Economics Letters*, 4(3): 221-224.
73. Tapia, Matias ve Tokman, Andrea. (2004). "Effects of Foreign Exchange Intervention under Public Information: The Chilean Case", *Journal of Latin American Studies*; 4(2): 215-256.
74. TCMB. (1999). "2000 Yılı Enflasyonu Düşürme Programı: Kur ve Para Politikası Uygulaması", 9 Aralık 1999, TCMB.
75. TCMB (2004). "2005 Yılında Para ve Kur Politikası", 20 Aralık 2004, TCMB.
76. TCMB (2007). "2008 Yılında Para ve Kur Politikası", 18 Aralık 2007, TCMB.
77. Türkyılmaz, S. ve Özer, M. (2007). Türkiye’de Döviz Kuru Oynaklığının Uzun Hafıza Özelliklerinin Analizi. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 22(259): 99-113.
78. Vilasuso, J. (2002). Forecasting Exchange Rate Volatility. *Economics Letters*, 76(1): 59 – 64.
79. West, K. ve Cho D. (1995). The Predictive Ability of Several Models of Exchange Rate Volatility. *Journal of Econometrics*, 69(2): 367-391.
80. Zumbach, G. (2004). Volatility Processes and Volatility Forecast with Long Memory. *Quantitative Finance*, 4(1): 70 – 86.

