

Türkiye'de Seçimler ve Reel Döviz Kuru Oynaklığı (1992-2014)

Elections and the Real Exchange Rate Volatility In Turkey (1992-2014)

Prof. Dr. Cevat Gerni (Doğuş University, Turkey)
Asst. Prof. Dr. Özge Buzdağlı (Atatürk University, Turkey)
Asst. Prof. Dr. Dilek Özdemir (Atatürk University, Turkey)
Prof. Dr. Ömer Selçuk Emsen (Atatürk University, Turkey)

Abstract

Sudden fluctuations that occur as results of politicians' manipulation on the macroeconomic variables during the election period are called as Political Business Cycle. In recent years, exchange rate also has become an important subject of many studies in this framework. Before the elections, to gain the public's votes, politicians firstly put pressure on the exchange rates to prevent currency depreciation, and then this can lead to manipulative fluctuations. In this respect, during the 1992:01-2014:12 periods in Turkey, the impact of the entire local and general elections on the real exchange rate volatility is examined using E-GARCH method. On the other hand, political variables such as independence of Central Bank, exchange rate regime, the number of representatives of the ruling party in the parliament and coalition are included to the model while the pre and after election period from the 1st to the 6th month as dummy variables. Based on the results of the analysis, it can be said that the elections and the political variables affect the real exchange rate and its volatility in Turkey. However, there is no significant evidence whether the politicians act opportunistic behavior to be reelected. Since the uncertainty during the election period cause outflow of the capital and deferral of the investment decisions of the investors until after the election, it may well be said that the politicians fail to influence the real exchange rate for their self-interests.

1 Giriş

Politika ve ekonomi arasındaki ilişkiler literatürde araştırmacıların uzun yıllardır ilgi gösterdiği bir konudur. Bu ilişki de daha çok "Politik Konjonktür Dalgalanmaları" (PKD) teorileri kapsamında ele alınmaktadır. PKD, öz itibarıyla seçimlerin, makroekonomik değişkenler üzerinde meydana getirdiği sistematik ve/veya sistematik olmayan dalgalanmaları ifade etmektedir (Onur, 2001: 159). Sistematik dalgalanmalardan kastedilen, uyarlanmış beklentilere sahip seçmenlerin, seçimi kazanmak isteyen politikacıların faaliyetlerine aldanıp, hata yapmalarındır. Sistematik olmayan dalgalanmalar ise rasyonel seçmenin, seçimde kime oy vereceğine bilinçli olarak karar vermesinden kaynaklanmaktadır (Onur, 2002: 89). PKD, literatürde iki gruba ayrılarak incelenmektedir. Birincisi, geleneksel PKD olarak tanımlanmakta ve hükümetlerin, makroekonomik koşullara sistematik ve kestirilebilir şekilde etki edebildikleri geleneksel modellere yer vermektedir. İkincisi ise, rasyonel (modern) PKD olarak adlandırılmakta ve özellikle seçmenler ile hükümetler arasındaki asimetric bilgi avantajını kullanarak, hükümetlerin davranışlarını açıklamada rasyonel beklentilerden ve oyun teorisi unsurlarından yararlanan modelleri kapsamaktadır (Garza, 2006: 5). Her iki grup da kendi içerisinde "fırsatçı" ve "partizan" yaklaşım olmak üzere ikiye ayrılmaktadır.

Diğer taraftan PKD literatüründe politikacıların kendi çıkarları doğrultusunda manipüle ettikleri ekonomik değişkenler incelenirken, genellikle kamu harcamaları, işsizlik, enflasyon, bütçe dengesi, vergi oranları ve faiz oranlarından yararlandığı gözlenmektedir. Bununla birlikte yakın geçmişte döviz kuru değişkeninin de analizlerde yer almaya başladığı dikkat çekmektedir. Son politik ekonomik modellerde döviz kuru döngüleri üreten mekanizmalar ise üç çeşittir: (i) fırsatçı, (ii) partizan-ideolojik ve (iii) farklı yeterlilik düzeyine sahip politika yapımcıların varlığı (Aboal vd, 2000: 5).

(i) Fırsatçı döngüye göre koltuk heveslisi politikacılar, seçim öncesinde yerli paranın aşırı değerlenmesine ve seçim sonrası ise yerli paranın değer kaybına izin vermektedirler (Stein vd., 2005: 313). Asimetric bilgi altında fırsatçı hükümetler yeterlilik sinyali vermek için ayarlamaları erteleyerek bugünkü devalüasyon ve yarınki devalüasyon arasındaki değiş-tokuştan (trade-off) faydalanırlar ve dolayısıyla seçilme şanslarını artırırlar (Stein ve Streb, 2004: 120).

(ii) Partizan-ideolojik döngü, politika yapımcının kendi tercih ettiği politika programından sapmasını gerektirmez. Bu aslında belirli seçmen kesiminin refahı için endişelenen iki çeşit politika yapıcı ya da parti arasındaki tercih uyumsuzluğudur (Aboal vd., 2000: 5). Örneğin, sol partiler daha yüksek enflasyonla ilişkilendiriliyorsa, muhtemelen bu durum genel döviz kuru zayıflığıyla da ilişkilendirilir. Aynı nedenle, işçi sendikaları, temel sanayi ürünlerinin rekabet gücü üzerindeki etkilerinden ötürü devalüasyona eğilimli olabilirler (Frieden, 1998: 12).

(iii) Bazı modeller, politika yapımcıların sınırlı sayıda politik araçlarını kullanarak, arzulan makroekonomik sonuçlar elde etmedeki yeterlilik farklılıkları nedeniyle döviz kuru yörüngeleri üretirler. Yeterli politikacılar, tüketicilerin refahını iyileştiren önemli miktarda kamusal mal temin etmek için daha küçük bir kaynak miktarına

ve daha küçük bir devalüasyona ihtiyaç duyarlar (Aboal vd., 2000: 5-6). Yetersiz politikacılar ise aynı düzeyde kamusal mal sağlamak için daha yüksek vergilere (örneğin daha yüksek devalüasyona) ihtiyaç duyarlar (Stein ve Streb, 2004: 120). Bu nedenle yetersiz fırsatçı politikacılar, yeterli olan politikacıyı taklit etmek için tercih ettikleri devalüasyonun ritmini azaltırlar. Sonrasında seçimi kazandıklarında seçimden önce katlanılan borçları ödemek için devalüasyona ihtiyaç duyarlar (Aboal vd., 2000: 6).

Özetle seçim dönemleri (seçim öncesi ve sonrası) politik belirsizliğin ve dolayısıyla ekonomik kırılganlığın yüksek olduğu dönemlerdir (Bussière ve Mulder, 1999: 8). Seçim kampanyalarının gerçekleştiği dönem boyunca hangi parti veya adayın kazanacağı belirsizdir. Çok partili sistemlerde bu belirsizlik, koalisyonu kimin kuracağı sorunu çözülene kadar, genellikle seçimden sonra bile devam eder. Hükümetin kompozisyonu hakkındaki belirsizlik, ekonomi politikalarında da bir belirsizliğe neden olur. Çünkü rakip partilerin farklı ekonomik görüşleri ve endişeleri vardır. Farklı ekonomi politikaları, yatırımcıların beklenen getirilerini etkileyebilir (Brunner, 2009: 150-151). Diğer taraftan seçimler boyunca yerli paranın anormal değer kaybına uğramasının olası bir açıklaması, seçimsel belirsizliğin kendisinin yerli parada değer kaybına yol açmasıdır. Örneğin, çok uluslu şirketler riski azaltmak için seçim dönemi boyunca bir ülkedeki doğrudan yatırımlarını azaltabilir veya erteleyebilirler. Daha uç durumlarda sermaye çıkışları, kaynakları korumanın bir yolu olabilir. Eğer değer kaybı seçim sonucunun belirsizliğinden kaynaklanmakta ise bu belirsizlik seçimden hemen önce en fazladır ve zafer sahibi belli olur olmaz etkisini yitirmeye başlar (Sibley, 2001: 18-19).

Bu çalışmada Türkiye ekonomisi özelinde döviz kuru oynaklığının seçimler bağlamında ele alınması amaçlanmıştır. Seçim öncesinde iktidarda kalma motifleriyle ulusal paranın değerlendirilmesine göz yuman politikaların temelinde en kaba şekliyle hem yabancı para cinsinden ulusal gelirin suni olarak artırılması hem de ithal girdiye dayalı düşük enflasyon hedefinin gerçekleştirilmesi amaçlanmaktadır. Seçim sonrasında ise ekonominin kendi dinamiklerine dönmeye paralel olarak ulusal paranın görece daha yüksek değer kaybı yaşaması kuvvetle muhtemeldir. Dolayısıyla çalışmada teorik saikle belirtilen kur oynaklığının işleyip işlemediği inceleme konusu yapılmıştır.

2 Literatür Özeti

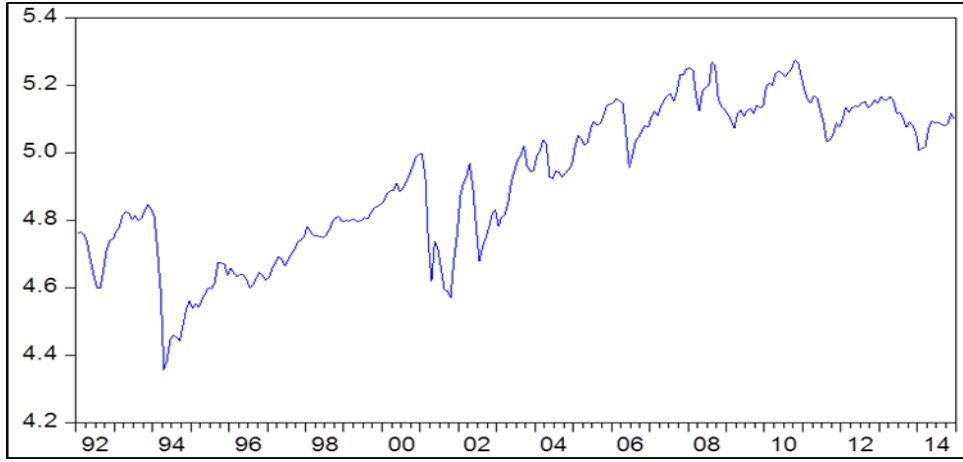
Ekonomideki oynaklıkları siyasal motiflerle gerekçelendiren yaklaşımlardan ilki olan Geleneksel Fırsatçı yaklaşım Nordhaus tarafından ortaya atılmıştır. Bu yaklaşıma göre bütün politikacılar sadece iktidarda kalabilme şanslarını artırmaya çalışırken, seçmenlerin miyopik oldukları, yani yalnızca yakın geçmişteki olaylara göre oy verdikleri ileri sürülür (Nordhaus, 1975: 178). Douglas Hibbs'in öncülüğünü yaptığı Geleneksel Partizan yaklaşımda ise partilerin öncelik verdiği ekonomik hedefler ideolojik düşüncelere göre farklılık göstermekte ve dolayısıyla politik dalgalanmalar iktidar partisinin değişmesi nedeniyle yaşanmaktadır (Hibbs, 1977: 1471). Cukierman ve Meltzer (1986), Rogoff (1987) ile Rogoff ve Sibert (1988) tarafından ileri sürülen Rasyonel Fırsatçı yaklaşıma göre hükümetler farklı yeterlilik derecelerine sahip olmakla birlikte, yeterliliklerini seçmenlerden daha iyi bilirler. Dolayısıyla rasyonel seçmen varsayımında bile fırsatçı dalgalanmalar yaşanabilir (Alesina, 1989: 63). Alesina (1987) ile Alesina ve Sachs (1988) tarafından ileri sürülen Rasyonel Partizan yaklaşıma göre ideolojik olarak farklı iki parti arasında geçen rekabet, seçim sonuçlarına ilişkin belirsizliği artırmaktadır (Alesina, 1989).

Teorik literatürde oynaklıkların gerekçeleri politik perspektifte sistematik olarak ele alınırken, uygulamalı literatürde oynaklığa yol açan faktörler olarak ekonomik faktörlerin yanı sıra politik faktörleri de içeren çalışmalar ve bunun içerisinde özellikle döviz kuru oynaklığını inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalar ortak paydada değerlendirildiğinde, ekonomik faktörlerle birlikte politik faktörlerin de döviz kuru üzerinde etkili olduğu dikkati çekmektedir. Buna göre bazı çalışmalarda (örneğin, Frieden, 1998; Jaramillo vd., 1999; Frieden vd., 2000; Stein ve Streb, 2004) politikacıların seçim dönemlerinde fırsatçı yaklaşıma uygun döviz kuru politikaları izlediği sonucuna ulaşılmışken, bazı çalışmalarda ise (örneğin, Remmer, 1993; Akalın ve Erkişi, 2007; Demirgil, 2011) politik belirsizliğin ön plana çıkmasına bağlı olarak beklenenin aksi yönde bulgularla karşılaşmıştır. Ayrıca politik belirsizliğin döviz kuru oynaklığını arttırdığını ileri süren çalışmalar da (örneğin, Lobo ve Tufte, 1998; Freeman vd., 2000; Brunner, 2009) dikkat çekmektedir.

3 Uygulama

Bu çalışmanın amacı, Türkiye'de 1992:01-2014:12 döneminde politik faktörlerin reel döviz kuru oynaklığı üzerindeki etkisini incelemektir. Bu çerçevede öncelikle reel döviz kuru oynaklığı modellenmekte, ardından uygun oynaklık modeli içerisinde politik değişkenlerin etkisi tahmin edilmektedir. Ekonometrik analiz için E-views (8.0) ve Gauss paket programlarından yararlanılmıştır.

Analizin ilk aşamasında reel döviz kuru oynaklığı modellenmektedir. Bu amaçla TCMB'nin resmi internet sitesinden elde edilen TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru verileri kullanılmıştır. Reel döviz kuru serisi oluşturulurken, 2003 bazlı veriler 1995 bazlı verilere dönüştürülmüş ve daha sonra logaritması alınmıştır. Logaritması alınmış reel döviz kuru serisi "Lkur" olarak adlandırılmıştır. Lkur serisinin durağan olup olmadığının analiz edilmesinden önce serinin görsel olarak incelenmesi yoluna gidilmiş ve bu çerçevede grafiği Şekil 1'de gösterilmiştir.



Şekil 1. Lkur Serisinin Grafiği

Şekil 1’de Lkur serisinin 1992:01-2014:12 döneminde izlediği seyir görülmektedir. İncelenen dönemde serinin ani yükselişler ve düşüşler gösterdiği, bunun yanı sıra trende sahip olduğu ve oynaklık sergilediği söylenebilir. Her ne kadar grafiksel gösterim seri ile ilgili olarak bir fikir sahibi olunmasına imkan verse de durağanlık konusunda kesin bir sonuca varılabilmesi için birim kök testlerinden yararlanılması gerekliliği açıktır. Bu çerçevede Lkur serisinin durağanlığının analiz edilmesinde hem geleneksel birim kök testleri hem de yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılmıştır.

3.1 Geleneksel Birim Kök Testleri

Çalışmada geleneksel birim kök testleri arasında yer alan ADF, PP, KPSS ve Ng-Perron testlerinden yararlanılmıştır.

• ADF, PP ve KPSS Testi

Lkur serisine ait ADF, PP ve KPSS birim kök testi sonuçları Tablo 1’de verilmiştir.

ADF ve PP için temel hipotez: LKUR serisi birim köke sahiptir. Temel hipotez: LKUR serisi durağandır.		ADF testi		PP testi		KPSS testi	
		Sabit terimli	Sabit terimli ve trendli	Sabit terimli	Sabit terimli ve trendli	Sabit terimli	Sabit terimli ve trendli
	Test istat.	-1.817329	-4.45822 ^(a)	-1.596904	-3.475509 ^(b)	1.67283 ^(a)	0.161803 ^(b)
Kritik değerler	% 1	-3.454174	-3.991904	-3.453997	-3.991780	0.739000	0.216000
	% 5	-2.871922	-3.426311	-2.871845	-3.426251	0.463000	0.146000
	% 10	-2.572375	-3.136371	-2.572334	-3.136336	0.347000	0.119000

Not: (c) %10, (b) %5, (a) %1 önem düzeyinde anlamlı.

Tablo 1. Lkur Serisi İçin ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

Tablo 1’de görüldüğü gibi Lkur serisinin ADF ve PP birim kök testi sonuçları hem sabit terimli model hem de sabit terimli ve trendli model için verilmiştir. Ancak, serinin grafiği incelendiğinde, seri trend içerdiğinden, birim kök testi sonuçları sabit terimli ve trendli model için yorumlanmaktadır. Buna göre Lkur serisi, temel hipotezi seride birim kökün olduğu şeklinde kurulan ADF ve PP birim kök testi sonuçlarında, %1 önem düzeyinde durağan çıkmıştır.

KPSS testinde temel hipotez serinin durağan olduğu şeklinde kurulmaktadır. Bu nedenle temel hipotezin reddedilmesi, serinin birim kök içerdiği anlamına gelmektedir. KPSS testi sonuçlarına göre sabit terimli ve trendli modelde hesaplanan test istatistiği, %1 önem düzeyinde kritik değerden küçüktür. Dolayısıyla temel hipotez reddedilememekte ve Lkur serisi durağan olarak kabul edilmektedir.

• Ng-Perron Testi

Ng-Perron testinde yer alan MZa ve MZt testlerinde temel hipotez, serinin birim kök içerdiği şeklindeyken, MSB ve MPT testlerinde temel hipotez, serinin durağan olduğu biçimindedir. Tablo 2’de Lkur serisine ait Ng-Perron testi sonuçları yer almaktadır.

		Ng-Perron testi (sabit terimli)				Ng-Perron testi (sabit terimli ve trendli)			
		MZa	MZt	MSB	MPT	MZa	MZt	MSB	MPT
	Test istatistiği	-4.2857	-1.3502	0.3151 ^(a)	5.9044 ^(a)	-19.41 ^(b)	-3.108 ^(b)	0.1601 ^(a)	4.741 ^(a)
Kritik Değerler	% 1	-13.800	-2.5800	0.17400	1.78000	-23.800	-3.4200	0.14300	4.03000
	% 5	-8.1000	-1.9800	0.23300	3.17000	-17.300	-2.9100	0.16800	5.48000
	% 10	-5.7000	-1.6200	0.27500	4.45000	-14.200	-2.6200	0.18500	6.67000

Not: MZa ve MZt için temel hipotez: LKUR serisi birim köke sahiptir. MSB ve MPT için temel hipotez: LKUR serisi durağandır. (c) % 10, (b) % 5, (a) % 1 önem düzeyinde anlamlı.

Tablo 2. Lkur Serisi İçin Ng-Perron Testi Sonuçları

Sabit terimli ve trendli modelde MZa, MZt, MSB ve MPT testi sonuçlarına göre Lkur serisi %5 önem düzeyinde durağan kabul edilmektedir.

3.2 Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

Lkur serisinin durağanlık analizinde yapısal kırılmalı birim kök testlerinden de yararlanılmıştır. Bunlardan Zivot-Andrews (1992) birim kök testi tek bir içsel kırılmayı dikkate alırken, Lee-Strazicich (2003) birim kök testi iki içsel kırılmayı dikkate almaktadır.

• Zivot-Andrews (1992) ve Lee-Strazicich (2003) Birim Kök Testi

Zivot-Andrews (1992), tek bir içsel kırılmayı dikkate alan birim kök testidir. Bu testte temel hipotez, serinin birim kök içerdiği şeklinde kurulmuştur. Lkur serisi için Zivot-Andrews (1992) ve Lee-Strazicich (2003) birim kök testi sonuçları Tablo 3'te verilmiştir.

	Model A		Model C	
	Test istatistiği	Kırılma tarihi	Test istatistiği	Kırılma tarihi
Lkur (Zivot-Andrews)	-4.6942(2)	2002:12	-4.9167(2)	2006:06
Kritik değerler %5	-4.80		-5.08	
Lkur (Lee-Strazicich)	-4.0480(1)*	2001:04/2003:04	-5.8604(1)*	1995:08/2008:02
Kritik değerler %5	-3.84		-5.71	

Not: (*) %5 önem düzeyinde anlamlı. Parantez içinde uygun gecikme sayısı gösterilmektedir.

Tablo 3. Lkur Serisi İçin Zivot-Andrews (1992) Birim Kök Testi Sonuçları

Zivot-Andrews (1992) birim kök testi sonuçlarında model A ve model C'ye göre Lkur serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerlerden küçük olduğundan, temel hipotez reddedilememektedir. Diğer bir ifadeyle Lkur serisi düzeyde değil, farkta durağandır.

İki içsel kırılmayı dikkate alan Lee-Strazicich (2003) birim kök testinde temel hipotez, serinin birim kök içerdiği biçimindedir. Tablo 3'teki sonuçlarda, model A ve model C'ye göre Lkur serisi için hesaplanan test istatistiği, kritik değerlerden büyük olduğundan, temel hipotez reddedilmekte, yani serinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

• Birim Kök Testlerinin Genel Değerlendirmesi

Lkur serisinin durağanlık analizi için gerçekleştirilen birim kök testleri sonuçları bir bütün olarak değerlendirildiğinde, Zivot-Andrews (1992) birim kök testi dışındaki diğer tüm birim kök testlerinde Lkur serisinin düzeyde durağan olduğu ortaya çıkmıştır. Böylece oynaklık modellerine ilişkin olarak yapılacak tahminlemelerde Lkur serisinin düzeyde durağan olarak alınmasına karar verilmiştir.

3.3 Oynaklık Modelleri ile Reel Döviz Kuru Oynaklığının Tahmini

Lkur serisinin durağan olduğuna karar verildikten sonra, serinin tanımlayıcı istatistikleri incelenmiştir. Tablo 4'te Lkur serisine ait tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır.

Örneklem: 1992:M01-2014:M12	
Gözlem sayısı: 276	
Ortalama	4.921104
Medyan	4.945207
Maksimum	5.275100
Minimum	4.356709
Standart sapma	0.217620
Eğiklik	-0.313718
Basıklık	2.002599
Jarque-Bera	15.96757
Olasılık	0.000341

Tablo 4. Lkur Serisinin Tanımlayıcı İstatistikleri

Tanımlayıcı istatistiklerden de görüldüğü üzere, Lkur serisinin basıklık değeri olan 2.002599, normal dağılım için öngörülen 3 değerinin altındadır. Ayrıca, Jarque-Bera testi sonucuna göre “normal dağılım” temel hipotezi reddedilmiş, yani serinin normal dağılım sergilemediği ortaya çıkmıştır. Bu nedenle ARCH modelleri kurulurken, normal dağılım yerine student-t dağılımı tercih edilmiştir (Ertuğrul, 2012: 82).

Box Jenkins yöntemiyle Lkur serisinin ARMA yapısı da incelenmiş ve serinin ARMA (1,1) yapısının uygun olduğuna karar verilmiştir. ARMA (1,1) modelinde hata terimleri arasında otokorelasyon yok olmaktadır.

ARMA (1,1) modelinde ARCH etkisinin varlığını test etmek için ARCH-LM testi uygulanmıştır ve sonuçları Tablo 5’te gösterilmiştir.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	22.97797	Prob. F(1,272)	0.0000
Obs*R-squared	21.34385	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Tablo 5. ARMA (1,1) Modelinde ARCH Testi Sonuçları

ARCH-LM testi sonucunda F istatistiğinin olasılık değeri “0” bulunmuştur. Dolayısıyla “ARCH etkisi yoktur” şeklindeki temel hipotez reddedilmiş ve modelde ARCH etkisinin varlığı ortaya konulmuştur.

Bu çerçevede Lkur serisine ait en uygun oynaklık modelini bulmak için sırasıyla ARCH, GARCH ve E-GARCH modelleri tahmin edilmiştir.

• ARCH Modeli

ARCH modellerinde hata terimindeki değişen varyans bir sorun olarak görülmez, modellenmesi gereken bir varyans olarak kabul görür. Böylece seride oynaklığın varlığı araştırılabilir.

ARCH sürecinin derecesi belirlenirken, hata teriminin koşullu varyansının kendinden ne kadar önceki hata terimine bağlı olduğuna bakılır. Eğer hata terimi kendinden bir önceki hata terimine bağlıysa, model ARCH (1) şeklinde ifade edilir.

Herhangi bir y_t serisi için tahmin edilen ARCH (1) modeli aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1) no’lu denklemde koşullu değişen varyans için Engle (1982) tarafından aşağıdaki model sunulmuştur:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= v_t \sqrt{h_t} \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (2)$$

(2) no’lu denklem ARCH modeli olarak adlandırılır. v_t beyaz gürültü sürecine sahiptir ve ε_t ’den bağımsızdır. Ayrıca $\text{Var}(v_t)=1$ ’dir. Aynı zamanda (2) no’lu denklemde α_0 ve α_1 katsayıları ARCH modelinin bilinmeyen parametrelerini temsil eder. ARCH modelinde koşullu varyansın pozitif olma koşulunun sağlanabilmesi için $\alpha_0 > 0$ ve $0 < \alpha_1 < 1$ olmalıdır (Engle, 1982: 987-992). Lkur serisi için tahmin edilen ARCH modeli aşağıdaki gibidir. Parantez içindeki değerler ilgili parametrenin standart hatasını göstermektedir:

$$\begin{aligned} Lkur_t &= 5.400577 + 0.986959 Lkur_{t-1} + \varepsilon_t + 0.295975 \varepsilon_{t-1} \\ &\quad (0.329287) \quad (0.008235) \quad (0.057270) \\ h_t &= 0.000565 + 0.707985 \varepsilon_{t-1}^2 \\ &\quad (0.000164) \quad (0.254349) \end{aligned}$$

Tahmin edilen ARCH(1) modeline ait Akaike(AIC) kriteri -4.275478 ve Schwarz(SC) kriteri ise -4.196567’dir. Modelde α_0 parametresi 0.000565 olarak hesaplanmış; $\alpha_0 > 0$ koşulu sağlanmıştır. Buna benzer biçimde α_1 parametresi de 0.707985 olarak hesaplanmış; $0 < \alpha_1 < 1$ koşulu sağlanmıştır. Tahmin edilen modelin hata karelerine ARCH-LM testi uygulanmış ve ARCH etkisinin ortadan kalktığı görülmüştür. Böylece takip edilen süreçlere bağlı olarak tahmin edilen modelde ARCH etkisinin yakalanmış olduğu ileri sürülür.

• GARCH Modeli

GARCH modelinde koşullu varyansın gecikmelerine de yer verildiğinden, GARCH modeli, otoregresif (AR) ve hareketli ortalamalar (MA) özelliklerini birlikte taşımaktadır. GARCH (p,q) modeli için koşullu varyans denklemi aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= v_t \sqrt{h_t} \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \end{aligned} \quad (3)$$

GARCH (p,q) modelinde p, varyansın kendi gecikmeli değerleridir ve uzun dönem etkisini yakalar; q ise geçmiş artıkların karesidir ve yüksek sıklık etkisini yakalar. α_i ARCH parametresi ve β_j ise GARCH parametresi olarak adlandırılır. Modelde ARCH parametresi oynaklığın şoklara verdiği anlık tepkiyi gösterirken, GARCH parametresi oynaklık direncinin derecesini ifade eder. GARCH parametresinin büyük olması oynaklığın kalıcı ve dirençli olduğuna işaret etmektedir.

GARCH modelinde de ARCH modelindeki gibi koşullu varyansın pozitif olma koşulunun sağlanması için benzer kısıtlar mevcuttur. Bu kısıtlar; $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$, $p \geq 0$ ve $q > 0$ olarak gösterilmektedir (Bollerslev,

1986: 308-311). Lkur serisi için tahmin edilen GARCH (1,1) modelinin sonuçları aşağıda verilmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir:

$$\begin{aligned} Lkur_t &= 5.235493 + 0.983752 Lkur_{t-1} + \varepsilon_t + 0.340176 \varepsilon_{t-1} \\ &\quad (0.194919) \quad (0.00902) \quad (0.062925) \\ h_t &= 0.000110 + 0.308556 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.644894 h_{t-1} \\ &\quad (5.46E-05) \quad (0.115484) \quad (0.096672) \end{aligned}$$

Yukarıda hesaplanan GARCH (1,1) modeline ait AIC kriteri -4.280403 ve SC kriteri ise -4.188340'dır. Tahmin sonucunda α parametresi 0.308556 ve β parametresi ise 0.644894 olarak bulunmuştur. Modelde durağanlık için aranan $\alpha + \beta < 1$ koşulu sağlanmıştır. Ancak, $\alpha + \beta$ toplamının 1'e çok yakın bir değer alması ve $\beta > \alpha$ olması nedeniyle, reel döviz kuru serisinin oynaklığının şoklara dirençlilik gösterdiği, diğer bir ifadeyle şokların oynaklık üzerindeki etkisinin kalıcı olduğu gibi bir sonuç ortaya çıkmaktadır ve bu da oynaklık modellerinin teorisi açısından çok istenilen bir durum değildir. Tahmin edilen modelde kalan ARCH etkisini araştırmak amacıyla ARCH-LM testi yapılmış ve sonuçta ARCH etkisinin ortadan kalktığı görülmüştür.

• E-GARCH Modeli

ARCH ve GARCH modellerinde pozitif ve negatif şokların oynaklık üzerinde aynı etkiyi gösterdikleri kabul edilmektedir. Oysa finansal zaman serilerinde asimetrik etki söz konusudur. ARCH ve GARCH modellerinin bu eksikliklerini gidermek amacıyla Nelson (1991) E-GARCH modelini geliştirmiştir. Modelde koşullu varyansın pozitif olma koşulunun sağlanması için logaritmik bir dönüşüm gerçekleştirilmiştir. E-GARCH modelinde koşullu varyans denklemi aşağıdaki gibidir:

$$\ln(h_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \beta \ln(h_{t-1}^2) \quad (4)$$

(4) nolu denklemde $\gamma < 0$ ise asimetrik etki vardır; buna karşılık $\gamma = 0$ ise asimetrik etki yoktur. $-1 < \gamma < 0$ ise olumlu şoklar olumsuz şoklara göre oynaklığı daha az etkilemektedir. $\gamma < -1$ ise olumlu şoklar oynaklığı azaltır, olumsuz şoklar oynaklığı artırır (Nelson, 1991: 350-352). Lkur serisi için tahmin edilen E-GARCH (1,1) modelinin sonuçları aşağıda verilmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir:

$$\begin{aligned} Lkur_t &= 5.192908 + 0.984814 Lkur_{t-1} + \varepsilon_t + 0.353515 \varepsilon_{t-1} \\ &\quad (0.179288) \quad (0.008534) \quad (0.060833) \\ \ln(h_t^2) &= -2.113509 + 0.570741 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} \right| - 0.239220 \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + 0.758974 \ln(h_{t-1}^2) \\ &\quad (0.641118) \quad (0.157553) \quad (0.102119) \quad (0.084266) \end{aligned}$$

Yukarıda tahmin edilen modelden elde edilen sonuçlara göre " γ " parametresi (-0.239220) negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Dolayısıyla reel döviz kuru oynaklığı üzerinde negatif şokların, pozitif şoklara göre daha fazla etkili olduğu görülmüştür. E-GARCH modeline ait AIC kriteri -4.302587 ve SC kriteri ise -4.197371'dir. Model tahmin edildikten sonra, hata terimlerinde kalan ARCH etkisini araştırmak amacıyla, ARCH-LM testi yapılmış ve sonuçta ARCH etkisinin ortadan kalktığı görülmüştür.

• Oynaklık Modellerinin Karşılaştırılması

Lkur serisi için tahmin edilen oynaklık modellerinden hangisinin en başarılı olduğuna karar vermek amacıyla, öncelikle modellere ait AIC ve SC kriterleri açısından değerlendirilmesi yapılmalıdır. Buna göre en küçük AIC ve SC kriterine sahip olan model E-GARCH (1,1) modelidir. Dolayısıyla reel döviz kuru oynaklığının modellenmesinde E-GARCH (1,1) modelinin diğerlerine göre daha uygun olduğuna karar verilir. Ancak, bu modelin başarılı olduğuna karar vermek için hata terimleri arasında otokorelasyonun olmaması ve ARCH etkisinin ortadan kalkmış olması gerekir. Bu işleme bağlı olarak yapılan E-GARCH modeli tahmini sonrasında ARCH etkisinin ortadan kalktığı görülmüştü. Otokorelasyonun ortadan kalkmış olduğu ise hata korelasyonunun korelogramına bakılarak tespit edilmiştir. Sonuç olarak reel döviz kuru oynaklığının modellenmesinde en başarılı modelin E-GARCH (1,1) olduğuna karar verilmiştir.

3.4 E-GARCH Modelinde Politik Değişkenlerin İncelenmesi

Çalışmada kullanılan politik değişkenler, tarafımızdan oluşturulan kukla değişkenlerdir ve aşağıda tanıtılmaktadır:

Merkez bankasının bağımsızlığı (MBBAG): Literatürde bağımsız merkez bankalarının kur oynaklığını azaltıcı yönde etkiye sahip olduğu ileri sürülmekte olduğundan analize dahil edilmiştir. Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası 25 Nisan 2001 tarihi itibarıyla bağımsız hale gelmiştir. Bu nedenle merkez bankası bağımsızlığı kukla değişkeni 1992:01-2001:04 döneminde "0", 2001:05-2014:12 döneminde ise "1" değerini almıştır.

Koalisyon (KOALİSYON): Koalisyon dönemlerinde ekonomik istikrarsızlığın ve dolayısıyla kur oynaklığının artması beklendiğinden analizde yer verilmiştir. Bu değişken, Türkiye'de koalisyonların iktidarda olduğu 1992:01-2002:11 döneminde "1", tek partinin iktidarda olduğu 2002:12-2014:12 döneminde ise "0" değerini almıştır.

İktidarın meclisteki gücü (MECLİSTEKİGUC): İktidarın mecliste yüksek milletvekili sayısına sahip olması, ekonomiye yönelik politika kararlarını kendi çıkarları doğrultusunda daha rahat bir şekilde alabilmesine imkan vererek, kur oynaklığını etkilediği düşünülmektedir. 1992:01-2014:12 döneminde iktidarın milletvekili sayısının,

meclisteki tüm milletvekili sayısına oranlanmasıyla elde edilmiştir. Milletvekili sayılarına ilişkin veriler TBMM'den elde edilmiştir.

Kur rejimi (REJİM): Ülkelerin uyguladıkları farklı kur rejimleri kur oynaklığı üzerinde etkili olmaktadır. Türkiye, 21 Şubat 2001'den itibaren dalgalı kur rejimi uygulamaktadır; önceki dönemde ise zaman zaman kur bantı ve kur baskılaması/sabitlenmesi gibi rejimleri uygulamıştır. Bu nedenle REJİM değişkeni 2001:03-2014:12 dönemi için "1", diğer dönemlerde "0" değerini almaktadır.

Seçim değişkenleri: Seçim öncesi ve sonrası dönemde politikacıların iktidara gelebilmek için fırsatçı ya da partizan amaçlarla kur oynaklığını etkileyebildikleri görülmektedir. Türkiye'de 1992:01-2014:12 döneminde gerçekleşmiş olan tüm genel ve yerel seçimler ele alınmış ve seçimlerden önceki ve sonraki 1 ila 6 ay arası için seçim kukla değişkenleri oluşturulmuştur. Örneğin seçim öncesi 1 ay kukla değişkeni, seçimin gerçekleştiği ay ve ondan önceki 1 ay için "1", seçim sonrası 1 ay kukla değişkeni, seçimin gerçekleştiği ay ve onu takip eden 1 ay için "1" değerini alırken, diğer tüm aylar "0" ile sembolize edilmektedir.

E-GARCH(1,1) modelinde yukarıda belirtilen politik değişkenlerin reel döviz kuru oynaklığı üzerindeki etkisi incelenirken seçim değişkenleri, diğer değişkenlerden ayrı biçimde ele alınmış ve modellenmiştir. Tablo 6, seçimler gölge değişkeni dışındaki diğer politik değişkenlere ait tahmin sonuçlarını göstermektedir. Tabloda politik değişkenlerin E-GARCH (1,1) modelinde varyans denklemindeki tahmin sonuçları yer almaktadır.

Tablo 6'da görüldüğü gibi merkez bankası bağımsızlığı (MBBAG) ve kur rejimi (REJİM) değişkenleri, reel döviz kuru oynaklığı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip değildir. Koalisyon değişkeninin reel döviz kuru oynaklığını pozitif ve %5 önem düzeyinde anlamlı şekilde etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır. Bu bulgu, beklentilere uygun çıkmıştır. Çünkü Türkiye'de koalisyon dönemleri, siyasi istikrarsızlığın yaşandığı dönemlerdir ve bu istikrarsızlığa bağlı olarak reel döviz kuru oynaklığı artmaktadır. Meclistekiguc değişkeni ise reel döviz kuru oynaklığı üzerinde pozitif ve %10 önem düzeyinde anlamlı etkiye sahip bulunmuştur. İktidarın meclisteki koltuk oranının artması, kendi amaçlarına uygun politika kararları almasında avantaj sağlayacağından kur oynaklığını arttırmaktadır. Oysa siyasal uyumun ve buna bağlı olarak ortaya çıkacak siyasal istikrarın paralel bir şekilde kur istikrarını sağlayacağı önsel olarak ileri sürülebilir. Ancak, bunun aslında demokratikleşmeden uzak bir motif olarak kur üzerinde olumsuz yönde sinyal oluşturacağına dair bulgu yakalanmıştır.

Değişkenler	Ortalama denklemi
C	5.069580 ^(a)
Lkur _{t-1}	0.979310 ^(a)
ε _{t-1}	0.345109 ^(a)
Varyans denklemi	
α ₀	-5.878877 ^(a)
α ₁	0.226807
γ	-0.394538 ^(a)
β	0.501857 ^(a)
MBBAG	-1.070971
KOALİSYON	0.843912 ^(b)
MECLİSTEKİGUC	2.018723 ^(c)
REJİM	1.968769

Not: (c) % 10, (b) % 5, (a) % 1 önem düzeyinde anlamlı.

Tablo 6. Student-t Dağılımında E-GARCH(1,1) Modelinde Varyans Denklemindeki Tahmin Sonuçları

Politik değişkenler E-GARCH (1,1) modelinde ayrıca ortalama denkleminde tahmin edilmiştir. Tablo 7'de ortalama denklemindeki tahmin sonuçları verilmiştir.

Değişkenler	Ortalama denklemi
C	4.975817 ^(a)
Lkur _{t-1}	0.966861 ^(a)
ε _{t-1}	0.379612 ^(a)
MBBAG	0.154665 ^(a)
KOALİSYON	-0.019665 ^(c)
MECLİSTEKİGUC	0.007249
REJİM	-0.011642
Varyans denklemi	
α ₀	-4.236527 ^(a)
α ₁	0.515856 ^(b)
γ	-0.425518 ^(a)
β	0.455685 ^(a)

Not: (a) % 10, (b) % 5, (c) % 1 önem düzeyinde anlamlı.

Tablo 7. Student-t Dağılımında E-GARCH(1,1) Modelinde Ortalama Denklemdeki Tahmin Sonuçları

Politik değişkenlerin ortalama denklemdeki tahmin sonuçları yorumlanırken, söz konusu değişkenlerin reel döviz kuru oynaklığı üzerindeki etkisi değil, reel döviz kuru üzerindeki etkisi tartışılır. Bu bağlamda meclistekiguc ve rejim değişkenlerinin reel döviz kuru üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmüştür. Merkez bankası bağımsızlığı değişkeni ise reel döviz kuru üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkiye sahiptir. Diğer bir ifadeyle merkez bankası bağımsızlığı, politik faktörlerden ziyade ekonomik unsurları dikkat alarak reel döviz kurunu arttırmakta ve böylece TL'nin değer kazanmasına sebep olmaktadır. Özellikle 2001 sonrasındaki süreçte merkez bankası özerkliği tesis edilirken, paralelinde dünya ekonomisindeki gelişmeler ve bunun içerisinde finans kapitaldeki genişlemeler Türkiye ekonomisi özelinde kur değerlendirme sürecini besleyen unsurlar arasında yer almıştır. Koalisyon değişkeninin ise reel döviz kuru üzerinde negatif ve %10 önem düzeyinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu bulgusu elde edilmiştir. Buna göre koalisyon dönemlerinde reel döviz kurunun (TL'nin) değer kaybettiği söylenebilir.

Seçim değişkenleri E-GARCH(1,1) ile tahmin edilirken, seçim öncesi 1-6 ay arası ve seçim sonrası 1-6 ay arası kukla değişkenleri için toplam 12 model kullanılmıştır. Model 1-6, seçim öncesi değişkenlerin tahmininde, model 7-12 arası seçim sonrası değişkenlerin tahmininde kullanılmıştır. Diğer politik değişkenlerin tahmininde olduğu gibi seçim değişkenleri de E-GARCH(1,1) modelinin hem varyans denkleminde hem de ortalama denkleminde tahmin edilmiştir. Tablo 8'de seçim öncesi değişkenlerinin E-GARCH(1,1) modelinde varyans denklemindeki tahmin sonuçları gösterilmiştir.

Modeller/ Değişkenler	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Ortalama denklemi						
C	5.199868 ^(a)	5.192717 ^(a)	5.192377 ^(a)	5.193262 ^(a)	5.200502 ^(a)	5.209660 ^(a)
Lkur _{t-1}	0.984704 ^(a)	0.984361 ^(a)	0.984407 ^(a)	0.984539 ^(a)	0.984405 ^(a)	0.984435 ^(a)
ε _{t-1}	0.352255 ^(a)	0.353584 ^(a)	0.354411 ^(a)	0.354510 ^(a)	0.352522 ^(a)	0.351701 ^(a)
Varyans denklemi						
α ₀	-2.16604 ^(a)	-2.159870 ^(a)	-2.18107 ^(a)	-2.14984 ^(a)	-2.16787 ^(a)	-2.266439 ^(a)
α ₁	0.571988 ^(a)	0.569458 ^(a)	0.572117 ^(a)	0.571365 ^(a)	0.572279 ^(a)	0.576260 ^(a)
γ	-0.222611 ^(b)	-0.226123 ^(b)	-0.227958 ^(b)	-0.230695 ^(b)	-0.220417 ^(b)	-0.220243 ^(b)
β	0.754540 ^(a)	0.754725 ^(a)	0.751763 ^(a)	0.755470 ^(a)	0.754854 ^(a)	0.744088 ^(a)
Seçim öncesi 1 ay	0.272115					
Seçim öncesi 2 ay		0.167009				
Seçim öncesi 3 ay			0.115484			
Seçim öncesi 4 ay				0.069216		
Seçim öncesi 5 ay					0.122396	
Seçim öncesi 6 ay						0.180455

Not: (a) % 10, (b) % 5, (c) % 1 önem düzeyinde anlamlı.

Tablo 8 Student-t Dağılımında E-GARCH(1,1) Modellerinde Seçim Öncesi Değişkenlerinin Varyans Denklemdeki Tahmin Sonuçları

Tablo 8'de görüldüğü gibi E-GARCH (1,1) modellerinde varyans denklemlerinde seçim öncesi 1-6 ay arasındaki tüm kukla değişkenlerin katsayılarının pozitif olduğu, ancak istatistiki bakımdan anlam taşımadığı sonucuna varılmıştır. Bu bağlamda Türkiye'de seçimlerden önce politikacıların, fırsatçı yaklaşıma göre döviz kuru oynaklığını azaltıp, yeniden seçilme şanslarını artırma çabalarına dair anlamlı bir sinyalin yakalanmadığı söylenebilir. Burada seçmenlerin kur üzerindeki davranışları ile merkez bankası bağımsızlığının etkileri dikkate

alındığında, genel literatürün aksine Türkiye özelinde, seçimlerden önce kurların siyasetçe baskılanamadığı ileri sürülebilir.

Seçim sonrası değişkenlerinin E-GARCH (1,1) modellerinde varyans denklemlerindeki tahmin sonuçları Tablo 9'da gösterilmektedir.

Modeller/ Değişkenler	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10	Model 11	Model 12
Ortalama denklemi						
C	5.23159 ^(a)	5.235599 ^(a)	5.20317 ^(a)	5.19429 ^(a)	5.19704 ^(a)	5.19644 ^(a)
Lkur _{t-1}	0.98426 ^(a)	0.984058 ^(a)	0.98415 ^(a)	0.98554 ^(a)	0.98573 ^(a)	0.98559 ^(a)
ϵ_{t-1}	0.34035 ^(a)	0.338676 ^(a)	0.34782 ^(a)	0.35544 ^(a)	0.35569 ^(a)	0.35651 ^(a)
Varyans denklemi						
α_0	-2.8155 ^(a)	-3.42902 ^(a)	-2.7487 ^(a)	-1.8344 ^(a)	-1.7943 ^(a)	-1.8345 ^(a)
α_1	0.63767 ^(a)	0.662000 ^(a)	0.61585 ^(a)	0.54581 ^(a)	0.54186 ^(a)	0.54619 ^(a)
γ	-0.21447 ^(b)	-0.24960 ^(b)	-0.25109 ^(b)	-0.23659 ^(b)	-0.23626 ^(b)	-0.23613 ^(b)
β	0.67359 ^(a)	0.591319 ^(a)	0.67676 ^(a)	0.79409 ^(a)	0.79868 ^(a)	0.79321 ^(a)
Seçim sonrası 1 ay	0.687516 ^(c)					
Seçim sonrası 2 ay		0.600729 ^(c)				
Seçim sonrası 3 ay			0.184703			
Seçim sonrası 4 ay				-0.093960		
Seçim sonrası 5 ay					-0.112402	
Seçim sonrası 6 ay						-0.104259

Not: (c) % 10, (b) % 5, (a) % 1 önem düzeyinde anlamlı

Tablo 9. Student-t Dağılımında E-GARCH(1,1) Modellerinde Seçim Sonrası Değişkenlerinin Varyans Denklemiindeki Tahmin Sonuçları

Tablo 9'da seçim sonrası 1 ay ve seçim sonrası 2 ay kukla değişkenlerinin katsayılarının pozitif ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Bu bulgulara göre seçim sonrası 2 aya kadarki dönemde reel döviz kuru oynaklığı artmaktadır. Bu 2 ay kadarki süreyi kapsayan dönem, yeni hükümetin veya koalisyonun kurulmasına kadarki süreci içerdiğinden, siyasal belirsizliğin devam ettiğini ve bunun da kur oynaklığını arttırdığını söylemek mümkündür. Seçim sonrası 3, 4, 5 ve 6 ay kukla değişkenlerinin ise reel döviz kuru oynaklığı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadıkları sonucuna varılmıştır.

Seçim değişkenleri E-GARCH (1,1) modellerinde ortalama denklemi de tahmin edilmiştir. Model 13-18 arası seçim öncesi 1 ila 6 ay arası kukla değişkenlerin tahmininde, model 19-24 arası ise seçim sonrası 1 ila 6 ay arası kukla değişkenlerin tahmininde kullanılmıştır. Tablo 10'da seçim öncesi kukla değişkenlerin ortalama denklemi tahmin sonuçları verilmiştir.

Tablo 10'da seçim öncesi 2 ve 4 ay kukla değişkenlerinin katsayılarının negatif ve istatistiki olarak anlamlı bulunduğu görülmektedir. Bu bulgulara göre seçim öncesindeki 2 ve 4 ayı kapsayan dönemde reel döviz kurunun ve dolayısıyla TL'nin değer kaybettiği söylenebilir. Bu durumun seçimlerin yarattığı bir belirsizlik ortamından kaynaklandığı ve yukarıda da belirtildiği üzere seçmenlerin seçim öncesinde seçim sonuçlarını adeta satın aldıkları gibi bir sonucun ortaya çıktığı düşünülebilir. Politikacıların fırsatçı yaklaşım çerçevesinde reel döviz kurunu baskı altına alamadıkları ve TL'deki değer kaybını önleyemedikleri ortaya çıkmaktadır. Seçim öncesi 1, 3, 5 ve 6. ay kukla değişkenlerinin katsayıları ise istatistiki bakımdan anlamlı değildir.

Modeller/ Değişkenler	Model 13	Model 14	Model 15	Model 16	Model 17	Model 18
Ortalama denklemi						
C	5.187702 ^(a)	5.195093 ^(a)	5.196565 ^(a)	5.220662 ^(a)	5.196764 ^(a)	5.193981 ^(a)
Lkur _{t-1}	0.985094 ^(a)	0.985372 ^(a)	0.985863 ^(a)	0.985584 ^(a)	0.984552 ^(a)	0.984738 ^(a)
ϵ_{t-1}	0.352163 ^(a)	0.373351 ^(a)	0.352871 ^(a)	0.376485 ^(a)	0.359379 ^(a)	0.354519 ^(a)
Seçim öncesi 1 ay	0.002790					
Seçim öncesi 2 ay		-0.007415 ^(c)				
Seçim öncesi 3 ay			0.005655			
Seçim öncesi 4 ay				-0.011654 ^(a)		
Seçim öncesi 5 ay					-0.004459	
Seçim öncesi 6 ay						-0.001388
Varyans denklemi						
α_0	-2.160290 ^(a)	-2.121349 ^(a)	-1.834792 ^(a)	-2.350863 ^(a)	-2.394818 ^(a)	-2.194834 ^(a)
α_1	0.573219 ^(a)	0.568094 ^(a)	0.553110 ^(a)	0.625030 ^(a)	0.584728 ^(a)	0.578950 ^(a)
γ	-0.246275 ^(b)	-0.245910 ^(b)	-0.219542 ^(b)	-0.232338 ^(b)	-0.250592 ^(a)	-0.242336 ^(a)
β	0.752202 ^(a)	0.758482 ^(a)	0.796633 ^(a)	0.733396 ^(a)	0.721498 ^(a)	0.748670 ^(a)

Not: (c) % 10, (b) % 5, (a) % 1 önem düzeyinde anlamlı.

Tablo 10. Student-t Dağılımında E-GARCH(1,1) Modellerinde Seçim Öncesi Değişkenlerinin Ortalama Denklemiindeki Tahmin Sonuçları

Seçim sonrası 1 ila 6 ay arası kukla değişkenlerin E-GARCH (1,1) modellerinde ortalama denklemdeki tahmin sonuçları ise Tablo 11’de verilmiştir.

Modeller/ Değişkenler	Model 19	Model 20	Model 21	Model 22	Model 23	Model 24
Ortalama denklemi						
C	5.206287 ^(a)	5.200820 ^(a)	5.193465 ^(a)	5.196557 ^(a)	5.195611 ^(a)	5.185384 ^(a)
Lkur _{t-1}	0.985765 ^(a)	0.985748 ^(a)	0.985048 ^(a)	0.985458 ^(a)	0.985151 ^(a)	0.984727 ^(a)
ε _{t-1}	0.360310 ^(a)	0.366297 ^(a)	0.353476 ^(a)	0.360366 ^(a)	0.354675 ^(a)	0.355933 ^(a)
Seçim sonrası 1 ay	0.003340					
Seçim sonrası 2 ay		-0.004995				
Seçim sonrası 3 ay			-0.001900			
Seçim sonrası 4 ay				-0.006783		
Seçim sonrası 5 ay					-0.001541	
Seçim sonrası 6 ay						-0.004376
Varyans denklemi						
α ₀	-2.370398 ^(a)	-1.717449 ^(a)	-2.108628 ^(a)	-1.815553 ^(a)	-1.950257 ^(a)	-2.181413 ^(a)
α ₁	0.583302 ^(a)	0.535714 ^(a)	0.572518 ^(a)	0.550258 ^(a)	0.561353 ^(a)	0.572607 ^(a)
γ	-0.262238 ^(b)	-0.202995 ^(b)	-0.236256 ^(b)	-0.214253 ^(b)	-0.226963 ^(b)	-0.241784 ^(b)
β	0.724080 ^(a)	0.812412 ^(a)	0.759966 ^(a)	0.799391 ^(a)	0.781616 ^(a)	0.749836 ^(a)

Not: (c) % 10, (b) % 5, (c) % 1 önem düzeyinde anlamlı.

Tablo 11: Student-t Dağılımında E-GARCH(1,1) Modellerinde Seçim Sonrası Değişkenlerinin Ortalama Denklemdeki Tahmin Sonuçları

Tablo 11’deki sonuçlara göre seçim sonrası kukla değişkenlerin hiçbirinin reel döviz kuru üzerinde istatistikî bakımdan anlamlı bir etkileri bulunamamıştır.

4 Sonuç

Literatürde yaygın bir şekilde gözlenen seçim-kur oynaklığı ilişkilerine dair çalışmalardan hareketle Türkiye ekonomisi özeli için araştırılma yoluna gidilmiştir. Bu bağlamda çalışmada Türkiye için 1992:01-2014:12 döneminde seçimlerin ve politik değişkenlerin reel döviz kuru oynaklığı üzerindeki etkisi incelenmiştir. Seçimlerin ve politik değişkenlerin kur oynaklığı üzerindeki etkisinin incelenmesindeki amaç, politikacıların seçim dönemlerinde yeniden iktidara gelebilmek için döviz kurunu manipüle edip etmediklerinin araştırılmasıdır. Bu bağlamda öncelikle reel döviz kuru oynaklığı ARCH modelleriyle tespit edilmiş ve en başarılı modelin E-GARCH olduğuna karar verilmiştir. Ardından literatürden hareketle seçimlerin ve merkez bankası bağımsızlığı, koalisyon, iktidarın meclisteki koltuk sayısı (meclisteki güç) ve kur rejimi gibi politik değişkenlerin kur oynaklığı üzerindeki etkisi analiz edilmiştir. Söz konusu değişkenler E-GARCH modelinde hem ortalama hem de varyans denklemde tahmin edilmiştir. Ortalama denklemdeki tahmin sonuçları reel döviz kuru açısından; varyans denklemdeki tahmin sonuçları ise reel döviz kuru oynaklığı açısından yorumlanmaktadır.

Analiz sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, seçimlerin ve politik faktörlerin reel döviz kuru ve reel döviz kuru oynaklığı üzerinde sınırlı da olsa etkili olduğu söylenebilir. Ancak, genel literatürün aksine, politikacıların seçim dönemlerinde fırsatçı amaçlarla döviz kurunu manipüle ettiklerine dair anlamlı ve güçlü bir sinyal Türkiye ekonomisi özelinde yakalanamamıştır. Bunun bir nedeni, Türkiye gibi ekonomik ve siyasi istikrarsızlıkların uzun yıllar hüküm sürdüğü bir ülkede, politikacıların sınırlı seçeneklere sahip olmaları nedeniyle, bu tür manipülatif davranışları özellikle döviz kuru bağlamında gerçekleştirmelerinin zorlaşmasıdır. Diğer bir nedeni de seçim dönemlerinin yarattığı belirsizlik ortamının, seçmenler ve yatırımcıların yatırım kararlarını ertelemeleri ve ülkeden sermaye kaçışına neden olması gibi faktörlerin reel döviz kuru oynaklığı üzerinde politikacılardan daha fazla etki yapması olabilir. Ayrıca artan küreselleşmeyle birlikte uluslararası ticaretin ve kısa vadeli sermaye hareketlerinin serbestleşmesi, ülkelerin uyguladıkları ekonomi politikalarının birbirlerini daha fazla etkilemesine ve dolayısıyla dış ülkelerde uygulanan bir kur politikasının yurtiçine yansımalarının politikacıların amaçlarını gerçekleştirmeleri önünde bir engel teşkil ettiği söylenebilir.

Kaynakça

- Aboal, D., Lorenzo, F., Rius, A. (2000). “Is the Exchange Rate Politically Manipulated Around Elections? The evidence from Uruguay”. *Working Paper 18/00*, p. 1-28.
- Akalın, G., Erkişi, K. (2007). “Türkiye’de Seçim Ekonomisi Uygulamalarının Geleneksel Oportünist Seçim Çevrimleri Açısından Değerlendirilmesi”. *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 3(5), p.89-116.
- Alesina, A. (1989). “Politics and Business Cycles in Industrial Democracies”. *Economic Policy*, 4 (8), p. 57-98.
- Bollerslev, T. (1986). “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”. *Journal of Econometrics*, 31, p. 307-327.

- Brunner, M. (2009). "Does Politics Matter? The Influence of Elections and Government Formation in the Netherlands on the Amsterdam Exchange Index". *Acta Politica*, **44** (2), p. 150-170.
- Bussière, M., Mulder, C. (1999). "Political Instability and Economic Vulnerability". *IMF Working Paper*, **46**, p. 1-36.
- Demirgil, H. (2011). "Politik İstikrarsızlık, Belirsizlik ve Makroekonomi: Türkiye Örneği (1970-2006)". *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, **31** (2), p. 123-144.
- Engle, R. F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, **50** (4), p. 987-1007
- Ertuğrul, H. M. *Türkiye'de Döviz Kuru Volatilitesi ve Enflasyon İlişkisi*. (Yayınlanmamış Doktora Tezi). Ankara: Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü. 2012.
- Freeman, J. R., Hays, J. C., Stix, H. (2000). "Democracy and Markets: The Case of Exchange Rates". *American Journal of Political Science*, **44** (3), p. 449-468.
- Frieden, J. A. (1998). "The Political Economy of European Exchange Rates: An Empirical Assessment". *Department of Government Harvard University Cambridge, MA 02138*, p. 1-62.
- Frieden, J., Ghezzi, P., Stein, E. (2000). "Politics and Exchange Rates in Latin America". *Inter-American Development Bank Research Network Working paper*, R-421, p. 1-53.
- Garza, C.G. *The Political Cycle and The Mexican Economy*. (Phd Theses). Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey. 2006.
- Hibbs, D. A. (1977). "Political Parties and Macroeconomic Policy". *The American Political Science Review*, **71** (4), p. 1467-1487.
- Jaramillo, J. C., Steiner, R., Salazar, N. (1999). "The Political Economy of Exchange Rate Policy in Colombia". *Banco Interamericano de Desarrollo Documento de Trabajo R-366*, p. 1-34.
- Lee, J., Strazicich, M.C. (2003). "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks". *The Review of Economics and Statistics*, **85** (4), p. 1082-1089.
- Lobo, B. J., Tufte, D. (1998). "Exchange Rate Volatility: Does Politics Matter?". *Journal of Macroeconomics*, **20**(2), p.351-365.
- Nelson, D.B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". *Econometrica*, **59** (2), p. 347-370.
- Nordhaus, W. (1975). "The Political Business Cycle". *The Review of Economic Studies*, **42** (2), p. 169-190.
- Onur, S. (2001). "Politik Konjonktür Dalgaları ve Türkiye Uygulaması (1950-2000)". *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, **6** (2), p. 157-184.
- Onur, S. (2002). "Politik Bütçe Döngüleri ve Türkiye Ekonomisi (1975-2000)". *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (2), p. 85-126.
- Remmer, K. L. (1993). "The Political Economy of Elections in Latin America, 1980-1991". *American Political Science Review*, **87** (2), p. 393-407.
- Sibley, M. (2001). "The Impact of Presidential Elections on Currency Values in Latin America". *Multinational Business Review*, **9**(2), p. 14-19.
- Stein, E. H., Streb, J. M. (2004). "Elections and The Timing of Devaluations". *Journal of International Economics*, **63**, p. 119-145.
- Stein, E. H., Streb, J. M., Ghezzi, P. (2005). "Real Exchange Rate Cycles Around Elections". *Economics & Politics*, **17** (3), p. 297-330.
- Zivot, E., Andrews, D.W.K. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business & Economic Statistics*, **10** (3), p. 251-270.