

## Döviz Kurlarında Periyodik Dalgalanmalar

Mesut BALİBEY (\*)

Yılmaz AKDİ (\*\*)

**Öz:** Bu çalışmada Türkiye ekonomisindeki 02.01.2013 ile 11.12.2018 dönemi günlük (5 iş günü) döviz kurlarındaki döngüler, periodogramlar yardımıyla belirlenmeye çalışılmıştır. Çalışmada günlük Türk lirası karşısında Dolar kapanış ( $X_t$ ) ve Euro kapanış ( $Y_t$ ) değerleri dikkate alınmıştır. Analizler sonucunda bu iki serinin de aynı periyotlarda hareket ettiği gözlenmiştir. Günlük döviz kurlarının durağanlığı standart birim kök testlerinin yanında periodogram tabanlı birim kök testi ile de sınanmış ve her iki serinin de birinci dereceden bütünleşik olduğu gözlenmiştir. Birinci derece fark serilerinde 4, 6 ve 7 günlük periyotlar gözlenmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Periodogram, Durağanlık, Döngü, Döviz kurları

### Periodic Fluctuations In Exchange Rates

**Abstract:** In this study, the cycles in the exchange rates of 2013:1-2018:12 period in the Turkish economy(5 working days) have been tried to be determined by using periodograms. In the work, Turkish Lira against Dollar closing value( $X_t$ ) and Euro closing value ( $Y_t$ ) are taken into consideration. As a result of the analyzes, it was observed that these two series moved in the same period. The stability of the daily exchange rates was tested by standard unit root tests as well as by the periodogram based unit root test and it was observed that both series were integrated in the first degree. For the first order difference series, 4, 6 and 7 day periods are observed.

**Keywords:** Periodogram, Stationarity, Cycle, Exchange Rates

**Makale Geliş Tarihi:** 05.09.2018

**Makale Kabul Tarihi:** 15.02.2019

#### I.Giriş

Dünya piyasalarında likiditelerin değişim araçları ve piyasaların denge unsurları olarak görülen döviz kurlarının önemi her geçen gün önemini arttırmıştır. Birçok ülke varlık ve girdilerini Dolar veya Euro cinsinden ifade etmeye başlamış, şirketler de zenginlikleri bu parametreler ile karşılaştırılabilir hale gelmiştir (Pekkaya ve Bayramoğlu, 2008). Para arzının ise yurt içi hasıllar üzerindeki uzun dönem bağımlılıkları göz önüne alındığında para politikalarının son derece önemli olduğu ve

---

\*) Dr.Öğr.Üyesi, Munzur Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi İşletme Bölümü (e-posta: mbalibey@munzur.edu.tr)

\*\*) Prof. Dr., Ankara Üniversitesi Fen Fakültesi İstatistik Bölümü (e-posta: akdi@ankara.edu.tr)

çalışmada elde edilen periyodikliğin planlamalar açısından önemli olduğu düşünülmektedir (Balibey, 2015).

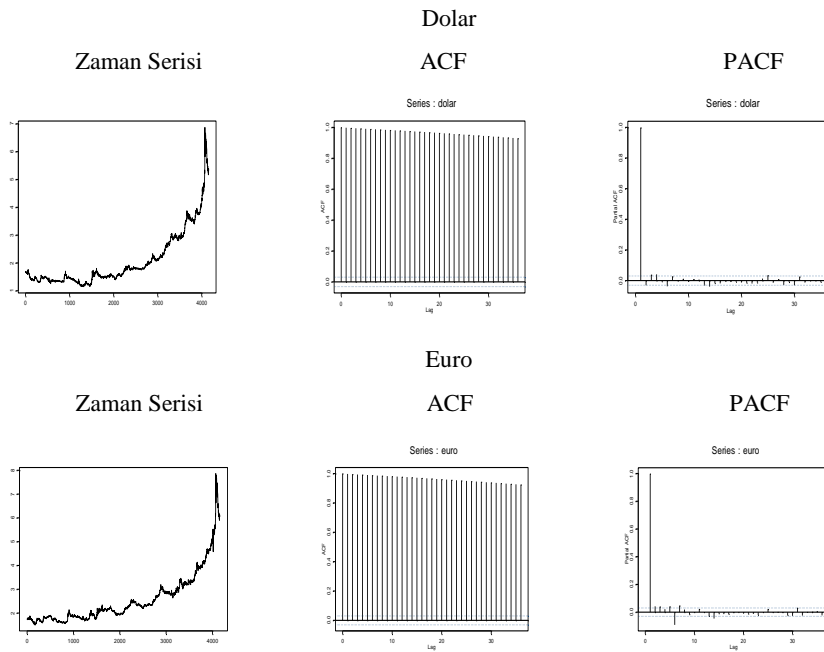
Son zamanlarda serbest piyasalardaki Dolar ve Euro' daki efektif dalgalanmalar politika yapıcılar, yatırımcılar ve araştırmacıların dikkatlerini üzerine çekmiştir. Bu iki serbest piyasa bileşenlerindeki aşırı dalgalanmalar ve aşırı artışlar piyasalardaki emtia fiyatlarını tüketicilerin aleyhine etkiler. Başka bir ifade ile dolarizasyon önemli seviyelere ulaşırsa üreticilerde gelen taleplerin paralelinde ürünlerine aynı oranda zamlar yapmak isteyeceklerdir. Nominal döviz kurlarındaki artışlar ise yurt içinde üretilen malları ihracat için cazip hale getirip yurt dışından ithal edilen malları ise daha pahalı hale getirmektedir. Bu şekilde yurt içinde bulunan malların az olması nedeni ile mallar daha pahalı hale gelecektir (Berument, 2002). Bu çalışmada, Dolar ve Euro' nun Türk lirası karşısında periyodik dalgalanmaları belirlenmeye çalışılmıştır. Anlamlı sonuçlar elde edilmesi adına veriler günlük olarak elde edilmiştir. Analizlerin etkin yorumlanabilmesi amacı ile tatil günlerinde (resmi ve dini bayramlar gibi) yapay veri kullanılmamış ve önceki iki günün ortalamaları alınarak kayıp veriler bu şekilde kestirilmiştir.

## II. Metodoloji

Çalışmanın temel amacı serilerdeki gizli periyodik dalgalanmaların elde edilmesidir. Periyodların elde edilmesi için periodogramlara dayalı test istatistiğinin dağılımı yani kritik değerlerinin belirlenmesinde serinin durağanlığı önemli bir varsayımdır. İncelenen serilerin durağanlığı standart birim kök testleri ile sınanmıştır. Her iki serinin de birinci dereceden bütünleşik  $I(1)$  olduğu gözlenmiştir. Serilerde muhtemel periyodikliğin olabileceği varsayımı ile serilerin durağanlığı aynı zamanda, periodogramlara dayalı birim kök test yöntemi ile de sınanmış ve her iki serinin de birinci dereceden bütünleşik olduğu gözlenmiştir. Periodogramlar serinin trigonometrik dönüşümleri ile elde edildiği için mevsimsel ve periyodik seriler için daha anlamlı sonuçlar vereceği düşünülmüştür. Ayrıca trigonometrik fonksiyonların özelliklerinden periodogramlara dayalı test yöntemi ortalamaya göre değişmezdir. Ayrıca, periodogramlar serinin trigonometrik dönüşümleri ile elde edildiğinden yöntem modele göre de değişmezdir. Bununla birlikte, test istatistiğinin kritik değerleri örneklem hacmine bağlı değildir. Çalışmada serilerin dolar kapanış ( $X_t$ ) ve euro kapanış ( $Y_t$ ) durağanlık testi ADF yöntemi ile yapılmıştır. Burada genişletilmiş Dickey-Fuller testinde uygun gecikme mertebesi belirlenirken Akaike ve Schwartz kriterlerinden yararlanılmaktadır (Enders, 1995). Bunun için

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

şeklinde sabitli ve trendsiz modellenmiştir. Her iki serinin de Şekil 1’ de verilen otokorelasyon fonksiyonlarının grafikleri dikkate alındığında, serilerin durağan olmadığı sezgisel olarak görülmektedir. Ayrıca, Tablo 1 ve 2’de serilerin durağanlığına ilişkin Dickey-Fuller test sonuçları verilmiştir. Buradan her iki serinin de birinci dereceden bütünleşik (  $I(1)$  ) olduğu görülmektedir. Bu nedenle, serideki muhtemel periyodikliklerin araştırılması için serilerin birinci dereceden farkları kullanılmıştır. Elde edilen periyotlar birinci dereceden fark serisine ait periyotlardır.



Şekil 1. Zaman Serisi Grafikleri: Günlük Dolar ve Euro Kapanış Değerleri

Tablo 1. Dolar ve Euro serilerinin durağanlığına ilişkin birim kök test sonuçları

Dolar		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.103778	0.9976
Test critical values:	1% level	-3.431744	

	5% level	-2.862041	
	10% level	-2.567080	
Dolar (Birinci fark)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			
		-12.46702	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.431744	
	5% level	-2.862041	
	10% level	-2.567080	
Euro			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			
		0.976721	0.9965
Test critical values:	1% level	-3.431753	
	5% level	-2.862045	
	10% level	-2.567082	
Euro (Birinci fark)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			
		-11.92040	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.431753	
	5% level	-2.862045	
	10% level	-2.567082	

Periodogramlar genellikle serideki gizli periyodikliklerin belirlenmesinde kullanılmaktadır. Bununla birlikte, Akdi ve Dickey (1998), periodogramlara dayalı birim kök test yöntemi önermektedir.  $I_n(w_k)$  serinin  $k$  .nci sıklıktaki periodogram değerini göstermek üzere,

$$T_n(w_k) = \frac{2(1 - \cos(w_k))}{\hat{\sigma}_n^2} I_n(w_k)$$

test istatistiğinin dağılımı serinin birim köklü olduğu varsayımı altında,

$$T_n(w_k) \xrightarrow{D} Z_1^2 + 3Z_2^2, \quad n \rightarrow \infty$$

olduğu gösterilmiştir. Burada  $Z_1$  ve  $Z_2$  bağımsız standart normal dağılımlı rastgele değişkenlerdir. Dağılım sabit her  $k$  için doğru olmakla birlikte, genellikle  $k = 1$  alınmaktadır.

**Tablo 2.**  $V_j$  istatistiğinin kritik değerleri

$\alpha$	<b>0.01</b>	<b>0.02</b>	<b>0.03</b>	<b>0.04</b>	<b>0.05</b>
$c_\alpha$	0.00311	0.00294	0.00284	0.00278	0.00272
$\alpha$	<b>0.06</b>	<b>0.07</b>	<b>0.08</b>	<b>0.09</b>	<b>0.10</b>
$c_\alpha$	0.00268	0.00264	0.00261	0.00258	0.00255

**Tablo 3.** Periodogram tabanlı birim kök test sonuçları

Değişken	$I_n(w_1)$	$\hat{\sigma}_n^2$	$T_n(w_1)$
Dolar	2009.91	0.000898	5.11082
Euro	1894.35	0.001197	3.61374

Tablo 2 değerleri dikkate alındığında, hem Dolar hem de Euro için,  $T_n(w_1)$  istatistiğinin hesaplanan değeri tablo 3' de görüldüğü gibi  $t_n(w_1)$  %5' lik kritik değerden (0.178) büyüktür. Dağılımın kritik değerleri ilgili çalışmada verilmiştir. Buna göre her iki seri de durağan değildir. Bu nedenle, serideki muhtemel periyodiklikler araştırılırken, birinci dereceden farklar kullanılmıştır.

Periodogramlar genellikle, veride bulunan gizli periyodikliklerin araştırılmasında kullanılır. Bununla birlikte, Akdi ve Dickey (1998) periodogramların serinin birim köklü olup olmadığını sınamak için bir yöntem önermektedirler. Eğer, seride muhtemel periyodikliklerin bulunduğu varsayılırsa, verilere,

$$Y_t = \mu + \alpha \cos(w_k t) + \beta \sin(w_k t) + e_t, t = 1, 2, \dots, n$$

şeklinde bir model göz önüne alınabilir. Bu modele göre  $\mu$ ,  $\alpha$ , ve  $\beta$  parametrelerinin en küçük kareler tahmin edicileri sırası ile,  $\hat{\mu}$ ,  $a_k$  ve  $b_k$  olup,

$$\hat{\mu} = \bar{Y}_n = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Y_t, \quad a_k = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y}_n) \cos(w_k t) \quad \text{ve} \quad b_k = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y}_n) \sin(w_k t)$$

dir. Hesaplanan  $a_k$  ve  $b_k$  değerlerine Fourier katsayılarıdır. Yine trigonometrik fonksiyonların özelliklerinden

$$\sum_{t=1}^n \cos(w_k t) = \sum_{t=1}^n \sin(w_k t) = 0$$

olup Fourier sıklıkları ortalamaya göre değimezdir (invariant). Bu Fourier katsayıları yardımı ile zaman serisinin  $w_k$  sıklığındaki periodogram (periodogram ordinate),

$$I_n(w_k) = \frac{n}{2} (a_k^2 + b_k^2)$$

şeklinde hesaplanır.

Eğer  $f(w_k)$  durağan zaman serisinin spectral yoğunluk fonksiyonu ise,

$$I_n(w_k) / f(w_k) \xrightarrow{D} \chi_2^2, \quad n \rightarrow \infty$$

dir (Fuller 1996, Brockwell ve Davis 1987, Wei 2006). Ayrıca,  $\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{f}_n(w_k)) = f(w_k)$  olup, durağanlık varsayımı altında,  $k \neq l$  için

$$\text{Cov}(I_n(w_k), I_n(w_l)) = 0 \text{ dir.}$$

Periodogramlar veride muhtemel periyodikliklerin araştırılmasında (yani yukarıdaki  $H_0$  hipotezinin test edilmesinde) da kullanılmaktadır. Bunun için yukarıda verilen harmonik regresyon modelinde eğer  $H_0: \alpha = \beta = 0$  yokluk hipotezi reddedilirse seride periyodik bileşen vardır. Bu hipotezin testi için standart  $F$  testi kullanılabilir gibi görünmesine rağmen,  $w_k$  sıklıkları bilinmediği için  $F$  testinin kullanılması anlamlı

değildir (Wei, 2006, pp 292-293). Durağan herhangi bir zaman serisi için her bir  $k$  sıklığındaki  $I_n(w_k)$  periodogram değerleri hesaplanır.  $I_n(w_{(1)})$  en büyük periodogram değerini  $m$  de  $n/2$ 'nin tam kısmı ( $m = [n/2]$ ) olmak üzere,

$$V = I_n(w_{(1)}) \left[ \sum_{k=1}^m I_n(w_k) \right]^{-1}$$

istatistiğini tanımlayalım. Herhangi bir periyodik bileşen yoksa ( $H_0 : \alpha = \beta = 0$  altında)  $V$  istatistiği için

$$P(V > c_\alpha) = \alpha \cong m(1 - c_\alpha)^{m-1}$$

dir (Wei, 2006, page 294-295). Buradan, seçilen herhangi bir  $\alpha$  anlam düzeyi için  $c_\alpha$  kritik değeri de

$$c_\alpha = 1 - (\alpha/m)^{1/(m-1)}$$

ile hesaplanır. Eğer  $V > c_\alpha$  ise  $H_0 : \alpha = \beta = 0$  hipotezi reddedilir ve seride periyodik bileşen olduğu sonucuna varılır. Bununla birlikte, seride başka periyodiklikler de bulunabilir. Yine,  $I_n(w_{(1)})$  en büyük periodogram değerini,  $I_n(w_{(2)})$  ikinci en büyük periodogram değerini ve  $I_n(w_{(s)})$  de  $s$ . nci en büyük periodogram değerini göstermek üzere,

$$V_i = I_n(w_{(i)}) \left[ \sum_{k=1}^m I_n(w_k) - \sum_{k=1}^{i-1} I_n(w_{(k)}) \right]^{-1}$$

olmak üzere,  $V_i > c_\alpha$  ise seride  $i$ . nci harmonikte periyodik bileşen vardır.

### III. Bulgular

Buradaki  $V_i$  istatistiğinin kritik değeri Tablo 2'de verilmiştir. Elde edilen verilere göre en büyük 5 periodogram değeri ile bunlara karşılık gelen periyodlar ve  $V_i$  istatistiğinin hesaplanan değeri Tablo 4. de verilmiştir. Buna göre günlük dolar ve euro

kapanış değerlerinin birlikte hareket ettiği ve her iki seride de ortak periyodlar gözlenmiştir.

**Tablo 4.** Dolar ve Euro Serilerine İlişkin Periyodlar

$i$	Dolar			Euro		
	$I_n(w_{(i)})$	$V_i$	Periyod	$I_n(w_{(i)})$	$V_i$	Periyod
1	0.0153238	0.00414	4.23	0.0216053	0.00291	4.23
2	0.0123586	0.00335	4.27	0.0191332	0.00258	4.28
3	0.0120813	0.00328	6.28	0.0185746	0.00252	6.28
4	0.0115627	0.00315	4.22	0.0184139	0.00250	4.22
5	0.0113997	0.00312	7.13	0.0181382	0.00247	7.13
	$\sum_{i=1}^m I_n(w_i) = 3.70586809$			$\sum_{i=1}^m I_n(w_i) = 7.4148537$		

Tablo 4 değerleri incelendiğinde, her iki değişken için de,  $V_i > c_\alpha$  olduğu görülmektedir. Yani, her iki seride de periyodik bileşen vardır. Tablo 4 değerlerinden de görüldüğü gibi her iki seride de ortak periyodlar mevcuttur. Buna göre, Dolar ve Euro' da 4, 6 ve 7 günlük ortak periyodlar gözlenmektedir.

#### IV. Sonuç

Türkiye'de Dolar ve Euro' nun kullanımı özellikle dış piyasa dinamikleri açısından oldukça fazladır. Özellikle Avrupa Birliği üyesi ülkelerle yapılan ticaretler 2002 tarihine kadar Dolar ile yapılırken 2002'de Euro' nun ortak para birimi olmasıyla ticaretler euro ile yapılmaya başlanmıştır. İthalatın döviz kompozisyonunda ise halen dolar eski gücünü korumaktadır (Saatçioğlu ve Karaca, 2010). Türkiye' nin ihraç ettiği malların ham maddelerinin bir kısmını da dolar ile aldığı düşünülürse bu iki serbest piyasa bileşeninin önemi ve elde edilebilecek bir periyodikliğin önemi ayrıca artmaktadır.

Türkiye'nin ithal girdiye bağımlı bir ülke olduğu düşünülürse, nominal döviz kurlarındaki ani şokların önlem alınmadığı takdirde iç piyasadaki fiyatları doğrudan ya da dolaylı yollardan etkileyeceği kuvvetle muhtemeldir (Kutlu ve Yurttagüler, 2014).

Döviz kurunun fiyat istikrarının sürdürülebilirliği açısından taşıdığı önem göz önünde bulundurulmalıdır. Kurlarda meydana gelen herhangi bir değişiklik hem üretim hem de fiyat seviyelerini değiştirerek fiyat istikrarını etkileyebilmektedir (Büyükkakın vd., 2009). Literatürdeki Dolar ve Euro'nun önemine ilişkin çalışmaların sayısı oldukça



fazla olmakla beraber bu iki bileşenin periyodikliklerinin belirlenmesi araştırmacılar ve politika yapıcılar açısından önemlidir.

Serbest piyasalarda 02.01.2013 ile 11.12.2018 tarihleri arasındaki günlük kapanış verileri kullanılarak yapılan bu çalışmada periodogramlar yardımıyla döngüler ve bunların alt döngüleri belirlenmiştir. Buna göre, Dolar ve Euro’ da 4, 6 ve 7 günlük ortak periyodlar gözlenmiştir.

#### **Kaynaklar**

- Akdi, Y. and D.A. Dickey (1998). Periodograms of unitroot time series: Distributions and tests, *Communications in Statistics: Theory and Methods*, 27(1), 69-87.
- Balibey M. (2015). Dynamic Relationships between Macroeconomic Variables: An Empirical Application for Turkey, *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(16), 201-210. <https://www.iiste.org/Journals/index.php/JEDS/article/view/25356>
- Berument, H. (2002) “Döviz Kuru Hareketleri ve Enflasyon Dinamiği: Türkiye Örneği.” [Exchange Rate Movements and Inflation Dynamics: Evidence from Turkey.] Bilkent University Department of Economics Working Paper No. 02-02
- Brockwell, P.J. and R.A. Davis (1987). *Time series: theory and methods*. Springer Science& Business Media.
- Büyükkakın, F., Cengiz, V., & Türk, A. (2009). Parasal Aktarım Mekanizması: Türkiye’de Döviz Kuru Kanalinın Var Analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(1).
- Fuller, WA. (1996). *Introduction to Statistical Time Series*. Second edition, Willey, USA.
- Kutlu, S., & Yurttagüler, İ. M. (2014). Türkiye’de reel döviz kurlarının uzun hafıza özellikleri: Kesirli bütünleşme analizi.
- Pekkaya, M , Bayramoğlu, M . (2008). Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: YTL/USD, İMKB 100 ve S&P 500 Üzerine Bir Uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (38), 163-176. Retrieved from <http://dergipark.gov.tr/mufad/issue/35612/395707>
- Saatcioğlu O. & Karaca, C. (2010). Dolar/Euro Paritesinin Türkiye’nin İhracatına Etkisi: Ekonometrik Bir Analiz. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(2), 106.
- Wei, W.W.S. (2006). *Time Series Analysis, Univariate and Multivariate Methods*. Second edition, Pearson Education, USA