



BÖLÜM 20

KÜRESEL ENERJİ PİYASALARINDAKİ FİYAT HAREKETLERİNİN TÜRK LİRASININ DEĞERİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİNİN İNCELENMESİ

Önder BÜBERKÖKÜ¹

Celal KIZILDERE²

1 Doç. Dr., Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Erciş İşletme Fakültesi, E-posta: onder-buber@gmail, ORCID: 0000-0002-7140-557X

2 Doç. Dr., Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Erciş İşletme Fakültesi, ORCID: 0000-0001-9904-0472

1. GİRİŞ

Günümüzde genel olarak hem gelişmiş ülke ekonomilerinde hem de gelişen piyasa ekonomilerinde merkez bankaları enflasyon hedeflemesine dayalı para politikası uygulamalarına yönelmişlerdir. Fakat 2007-2008 yıllarında ABD merkezli olarak başlayan küresel finans krizinin fiyat istikrarının sağlanmasının finansal istikrarın sağlanabilmesi için yeterli olmayabileceğini ve finansal krizlerin reel ekonomi üzerindeki etkilerinin tahmin edilenden daha fazla olduğunu göstermesi, merkez bankalarını fiyat istikrarını temel politika hedefi olarak belirlemenin yanı sıra finansal istikrarı da sağlamaya dönük bir para politikası karmasına yöneltmiştir (TCMB, 2014; Özatay, 2012). Bu kapsamda TCMB de temel politika metinlerinde fiyat istikrarının yanı sıra finansal istikrarı da gözetilen bir eğilim içerisinde olduğunu ifade etmiştir.

Bilindiği gibi Türkiye gibi gelişen piyasa ekonomileri açısından finansal istikrarın sağlanmasında döviz kurlarının seviyesinin ve volatilitésinin oldukça önemli işlevleri bulunmaktadır. Çünkü döviz kurlarının seviyesi ve volatilitésini Türkiye ekonomisi gibi yapısal olarak cari açık veren ve henüz kendi sermaye birikimini tamamlayamamış ekonomilerde sermaye akımları, dış borç ödemeleri, ülke risk primi, enflasyon ve faiz oranları gibi çeşitli makroekonomik ve finansal değişkenler üzerinde oldukça önemli negatif etkilere yol açabilmektedir.

Güncel gelişmeler ışığında Türkiye ekonomisine bakıldığında da kur korumalı mevduat hesabı uygulamaları ve merkez bankasının net rezervlerindeki azalmalara rağmen, hem Dolar-TL'nin geldiği seviyelerin hem de Dolar-TL volatilitésinin finansal istikrar açısından risk teşkil edebilecek düzeylerde olduğu ifade edilebilir. Böyle bir durumun ortaya çıkmasında Türkiye ekonomisinde uygulanan yeni ekonomi programının yanı sıra küresel finansal piyasalardaki gelişmelerin de çeşitli etkilerinin bulunduğu ifade edilebilir.

Bu çalışmada küresel finansal piyasalarda önemi nedeniyle oldukça tartışılan enerji fiyatları üzerinde durulmuştur. Bilindiği gibi son yıllarda başta 2007-2008 küresel finans krizi, Covid-19 salgını, Rusya-Ukrayna savaşı, OPEC kararları ile FED ve ECB gibi küresel merkez bankalarının sert faiz kararları olmak üzere çeşitli gelişmeler yaşanmış ve bu tür

gelişmeler de başta petrol ve doğal gaz olmak üzere çeşitli enerji emtialarının fiyatlarında ve volatilitesinde önemli artışların yaşanması sonucunu doğurmuştur. Türkiye ekonomisi de yüksek oranda enerji ithal eden ve yapısal olarak cari açık sorunu yaşayan bir ekonomi olduğundan enerji emtialarındaki fiyat seviyelerinin Türkiye ekonomisinin döviz açığını artırarak; Türk lirasının değer kaybetmesi sonucunu doğurma potansiyeli bulunduğu ifade edilebilir.

Bu nedenle bu çalışmada enerji emtialarının fiyatlarındaki değişimler ile Dolar-TL arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmanın güncelliği ve metodolojik altyapısı dikkate alındığında analiz sonuçlarının petrol, doğal gaz, kömür ve propan gibi enerji emtialarının fiyatlarında meydana gelen değişimler ile Dolar-TL arasındaki ilişkinin daha iyi anlaşılmasına dönük önemli katkılar sağlayabileceği düşünülmektedir.

2. VERİ VE METODOLOJİ

Bu çalışma 2002 yılının Ocak ayı ile 2022 yılının Temmuz ayı arasındaki dönemi kapsamakta ve aylık verilerden oluşmaktadır. Çalışmada aylık veri kullanılmasının nedeni enerji emtia endeksine ilişkin verilerin aylık frekansta olmasıdır. Çalışmada küresel enerji fiyatlarındaki değişimleri temsilen IMF tarafından hazırlanan enerji emtia endeksi kullanılmıştır. Bu endeks petrol, doğal gaz, kömür ve propan fiyatlarındaki değişimleri yansıtan bir endekstir. Bu veriler IMF'nin veri tabanından temin edilmiştir (<https://www.imf.org/en/Research/commodity-prices>), Dolar-TL kuruna ilişkin veriler ise TCMB EVDS veri tabanından temin edilmiştir (<https://evds2.tcmb.gov.tr/>). Çalışmanın 2002 yılından başlamasının nedeni ise Türkiye ekonomisinde 2001 yılının Şubat ayında küresel bir finans krizinin yaşanması ve sonrasında Türkiye ekonomisinde önemli yapısal dönüşümlerin başlamasıdır.

Çalışmada öncelikle değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki Engle-Granger (1987) ile Johansen (1988) koentegrasyon testleri ile incelenmiştir. Bu koentegrasyon testleri Denklem (1)'de gösterilen modele uygulanmıştır.

$$USD_t = \varphi + \psi EM_t + \tau_t \quad (1)$$

Burada, USD; 1 ABD dolarının Türk lirası karşılığının logaritmik değerini; EM; enerji emtia endeksinin logaritmik değerini; φ ; sabit terimi; τ_t ; hata terimini ifade etmektedir.

Engle-Granger (1987) koentegrasyon testi uygulanırken öncelikle EKK yöntemi ile Denklem (1) tahmin edilmiş; ardından Denklem (1)'den elde edilen hata terimlerine “none” formunda ADF birim kök testi uygulanmıştır.

Johansen koentegrasyon testi VAR modeli kapsamında birinci farklar dikkate alındığında Denklem (2)'deki gibi ifade edilmektedir:

$$X_t \Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-k} + \mu + \epsilon_t \quad (2)$$

Burada,

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i \text{ ve } \Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k) \quad (3)$$

olmaktadır.

Çalışmada ilgili iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin analizinde ise öncelikle Granger (1969) nedensellik testinden yararlanılmıştır. Çalışmada ikinci olarak Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinin teorik altyapısı dikkate alınarak Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testine de yer verilmiştir. Bilindiği gibi Granger (1969) nedensellik testi değişkenler arasında bir koentegrasyon ilişkisinin bulunmadığı durumlarda kullanılırken, belirtilen şekilde kullanılan Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi değişkenler arasında bir koentegrasyon ilişkisinin olup olmadığından bağımsız olarak uygulanabilen bir testtir.

Granger (1969) nedensellik testi Denklem (5) ve (6)'da gösterilmiştir:

$$\Delta USD_t = q + \sum_{k=1}^k \phi_{11,k} \Delta USD_{t-k} + \sum_{k=1}^k \phi_{12,k} \Delta EM_{t-k} + \vartheta_t \quad (5)$$

$$\Delta EM_t = v + \sum_{k=1}^k \phi_{21,k} \Delta EM_{t-k} + \sum_{k=1}^k \phi_{22,k} \Delta USD_{t-k} + \epsilon_t \quad (6)$$

Burada EM'den USD'ye doğru doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğunun söylenebilmesi için $H_0: \sum_{k=1}^k \phi_{12} = 0$ hipotezinin reddedilmesi gerekmektedir. USD'den EM'ye doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğunun söylenebilmesi içinse $H_0: \sum_{k=1}^k \phi_{22} = 0$ hipotezinin reddedilmesi gerekmektedir. Denklem 4 ve 5'teki ΔUSD ve ΔEM ifadeleri USD ve EM değişkenlerinin durağan hallerini göstermektedir.

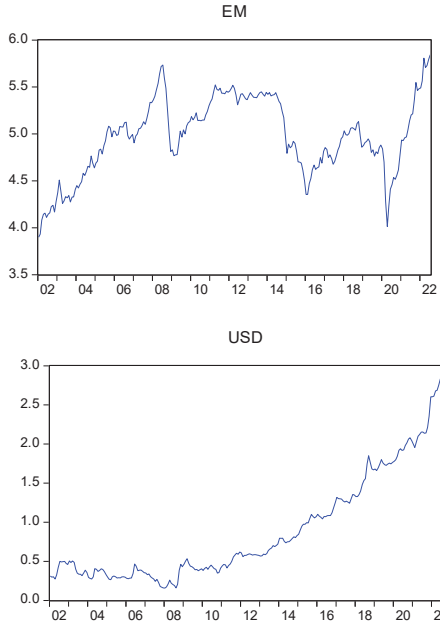
Breitung ve Candelon (2006) ise frekans alanı nedensellik testi için Denklem (8)'in sağlanması durumunda " ω frekansta Y_t 'nin X_t 'in Ganger nedeni olmadığını" ifadeden H_0 hipotezi reddedilmektedir.

$$R_l^2 > F_{(2T-2p, 1-\alpha)} \frac{2}{T-2p} (1 - R^2) \quad (8)$$

3. BULGULAR

Öncelikle kullanılan değişkenler Şekil 1'de sunulmuştur.

Şekil 1: İncelenen Dönem İçin Logaritmik Değişkenlerin Genel Seyri



Bu değişkenlere ait Augmented-Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testi sonuçları ise Tablo 1’de yer almaktadır. Bulgular incelendiğinde her iki finansal değişkenin de düzey değerlerinde durağan olmadıkları, birinci farkları alındıklarında ise durağan hale geldikleri anlaşılmaktadır. Bir diğer ifadeyle her iki değişkenin de I (1) oldukları ifade edilebilir. Bu bulgu da ilgili değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığının geleneksel koentegrasyon testleri ile incelenebileceği anlamına gelmektedir.

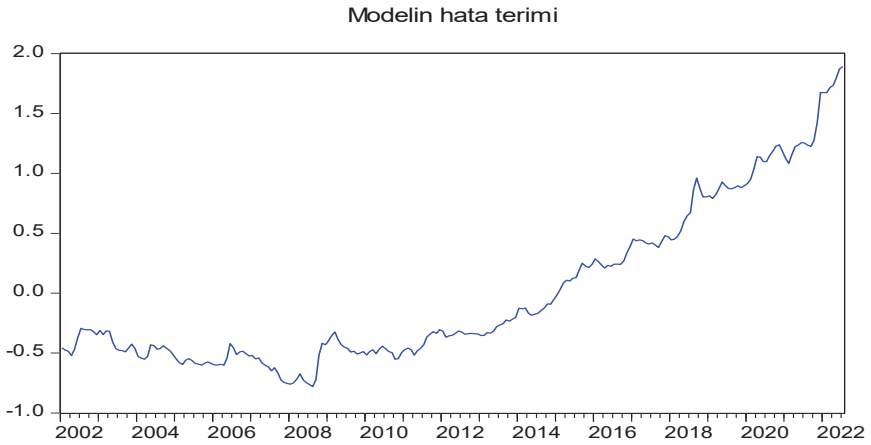
Tablo 1: Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF		PP	
	C	C&T	C	C&T
Düzyey				
USD	3.3999 [0.9999]	0.6359[0.9996]	3.6247[0.9999]]	0.6830[0.9996]]
EM	-2.4206 [0.1371]	-2.4673 [0.3442]	-2.2503 [0.1893]	- 2.2748[0.4456]]
Birinci fark				
	ADF		PP	
	C	C&T	C	C&T
USD	- 7.784*[0.000]]	- 8.7184*[0.0000]]	- 10.139*[0.000]]	- 10.229*[0.000]]
EM	-10.98* [0.000]	-10.963* [0.000]	-10.84*[0.000]	- 10.819*[0.000]]

*, % 5 anlamlılık

Bu amaçla öncelikle Engle-Granger (1987) koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Bu kapsamdaki bulgular Şekil 2 ve Tablo 2’de sunulmuştur. Şekil 2’de Denklem (1)’in EKK yöntemi ile tahmin edilmesi sonucunda elde edilen hata terimlerinin incelenen dönem için genel seyri sunulmuştur. Normalde Engle-Granger (1987) koentegrasyon testi kapsamında iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunun söylenebilmesi için hata terimlerinin durağan olması gerekmektedir. Bu kapsamda Şekil 2’nin hata terimlerinin durağan olmayabileceğine dair önsel bulgular sunduğu ifade edilebilir. Nitekim Tablo 2’de sunulan Engle-Granger (1987) koentegrasyon testi sonuçlarına bakıldığında da iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin %10 anlamlılık düzeyinde bile reddedilemediği anlaşılmaktadır.

Şekil 2: Hata Terimlerinin İncelenen Dönem İçin Genel Seyri



Tablo 2: Engle –Granger (1987) Koentegrasyon Testi Sonuçları

Model	ADF
USD / EM	1.99947

*, % 5 anlamlılık

Johansen (1988) koentegrasyon testine gelince, bu amaçla öncelikle analizlerde kullanılacak optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 3’te sunulmuştur.

Bulgular incelendiğinde başta AIC kriteri olmak üzere inceleme kapsamındaki kriterlerin çoğunun 3 gecikmeyi optimal gecikme uzunluğu olarak belirledikleri görülmektedir.

Tablo 3:Optimal Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Δ	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-339.8319	NA	0.062879	2.909208	2.938651	2.921078
1	688.9818	2031.360	1.02e-05	-5.812611	-5.724281	-5.777001
2	716.7568	54.36804	8.37e-06	-6.014952	-5.867735	-5.955601
3	728.2228	22.24887	7.86e-06*	-6.078492*	-5.872389*	-5.995401*
4	728.5199	0.571432	8.11e-06	-6.046978	-5.781988	-5.940146
5	733.5114	9.515794*	8.04e-06	-6.055416	-5.731540	-5.924844
6	735.1246	3.047880	8.21e-06	-6.035103	-5.652340	-5.880791
7	736.3280	2.253263	8.40e-06	-6.011303	-5.569653	-5.833250
8	737.5635	2.292214	8.61e-06	-5.987775	-5.487239	-5.785982
9	738.7713	2.220320	8.81e-06	-5.964011	-5.404589	-5.738478
10	741.0875	4.218374	8.94e-06	-5.949681	-5.331372	-5.700407
11	746.0329	8.922715	8.88e-06	-5.957727	-5.280531	-5.684713
12	747.1204	1.943712	9.10e-06	-5.932940	-5.196858	-5.636185

“ Δ ” simgesi gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. “*” ise ilgili kriterlerce belirlenen optimal gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. İlgili değişkenlerin düzey değerleri dikkate alınmıştır.

Bu tür analizlerde belirlenen optimal gecikme uzunluğunun otokorelasyon sorununu gidermesi beklenmektedir. Bu nedenle bu çalışma kapsamında belirlenen gecikme uzunluğunun otokorelasyon sorununu giderip gidermediğine ilişkin bulgular Tablo 4’te sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde %5 anlamlılık düzeyinde 12 gecikmeye kadar hata terimleri arasında otokorelasyon sorununun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 4: Otokorelasyon Testi Sonuçları

Δ	Breusch–Godfrey LM test istatistiği	Olasılık değerleri
1	1.176463	0.8820
2	7.693524	0.1035
3	1.732978	0.7847
4	4.086249	0.3945
5	6.803707	0.1466
6	2.627375	0.6220
7	1.427526	0.8394
8	0.603709	0.9627
9	3.562791	0.4684
10	8.574080	0.0727
11	3.336384	0.5032
12	5.993609	0.1996

*, %5 anlamlılık

İlgili optimal gecikme uzunluğu ve Pantula ilkesi dikkate alınarak uygulanan Johansen (1988) koentegrasyon testi sonuçları Tablo 5’te sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde analiz sonuçlarının %5 anlamlılık düzeyinde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna işaret ettiği görülmektedir. Çünkü bilindiği gibi Pantula ilkesi esas alındığında sahip oldukları karakteristik özelliklerin uygulamalı analizler açısından çok uygun olmaması nedeniyle Model 1 ve 5 analizlerde dikkate alınmamakta, kalan modeller arasından bir tercih yapılırken de Trace test

istatistiğinin en küçük değeri aldığı noktadaki modelin sonuçlarına odaklanılmaktadır. Bulgular bu kapsamda değerlendirildiğinde Pantula ilkesi kapsamında Trace test istatistiğinin Model 4'ün kullanılması gerektiği sonucuna işaret ettiği, Model 4'ünde 0 değerini alarak değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi olmadığı sonucuna işaret ettiği görülmektedir.

Tablo 5: Johansen (1988) Koentegrasyon Testi Sonuçları

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Trace	1	1	2	0	0
Max-Eig	1	1	0	0	0

Analizlerde trace test istatistiğine odaklanılmasının temel nedeni literatürde bu test istatistiğinin Max-Eig test istatistiğinden daha güçlü bir test istatistiği olduğunun ifade edilmesidir. Nitekim Max-Eig test istatistiğinin de koentegrasyon ilişkisinin varlığı açısından Trace test istatistiği ile benzer sonuçlara işaret ettiği anlaşılmaktadır.

Pantula ilkesi dışında ekonometrik analizlerde Johansen (1988) koentegrasyon testi uygulanırken kullanılan yöntemlerden bir diğeri ise sahip olduğu karakteristik özellikler nedeniyle doğrudan Model 3'ün sonuçlarının dikkate alınmasıdır. Bu çalışmada farklı yaklaşımlara karşı dirençli sonuçlar elde edebilmek amacıyla böyle bir yaklaşımın tercih edilmesi durumunda da Pantula ilkesi ile benzer bulgulara ulaşıldığı görülmektedir. Çünkü Model 3'ün de değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi olmadığı sonucuna işaret ettiği ifade edilebilir. Çünkü Model 3 iki adet koentegre vektöre işaret etmektedir. Fakat “n” adet değişkenin bulunduğu bir modelde maksimum “n-1” adet koentegre vektör bulunabilir. Bu çalışmadaki modelde de iki değişken olduğundan maksimum 1 adet koentegre vektör söz konusu olabileceksen Model 3 iki adet koentegre vektöre işaret etmektedir.

Granger (1969) nedensellik testi sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde geleneksel anlamlılık düzeylerinde Dolar-TL'den enerji emtia endeksine doğru bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olmadığı; enerji emtia endeksinden Dolar-TL kuruna doğru ise %10 anlamlılık düzeyinde tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu

olduğu anlaşılmaktadır. Bu bulgu da küresel enerji fiyatlarında meydana gelen değişimlerin Dolar-TL kurunda da bir değişime yol açtığı anlamına gelmektedir.

Tablo 6: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Ho hipotezi	F-İst.
Ho: $\Delta\text{USD} \nrightarrow \Delta\text{EM}$	0.18211[0.8336]
Ho: $\Delta\text{EM} \nrightarrow \Delta\text{USD}$	2.41457**[0.0916]

**, %10 anlamlılık

Bilindiği gibi Johansen (1988) koentegrasyon testi için değişkenlerin düzey değerleri dikkate alınarak optimal gecikme uzunluğu 3 olarak belirlenmişti. Granger nedensellik testinde ise ilgili değişkenlerin durağan hallerini temsil eden birinci farkları kullanıldığından gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir. İlgili değişkenlerin birinci farkları dikkate alınarak 2 gecikme uzunluğu ile tahmin edilen Granger nedensellik testi için otokorelasyon sorununun bulunup bulunmadığına ilişkin bulgular Tablo 7’de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde geleneksel anlamlılık düzeylerinde otokorelasyon sorununun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 7: Granger Nedensellik Testi İçin Otokorelasyon Testi Sonuçları

Δ	Breusch–Godfrey LM istatistiği	Olasılık
1	3.641281	0.4567
2	7.354295	0.1183
3	5.108984	0.2763
4	1.674282	0.7954
5	3.538653	0.4720
6	3.904600	0.4191
7	2.410228	0.6608

8	1.969383	0.7414
9	5.212736	0.2662
10	5.584482	0.2324
11	3.287629	0.5109
12	2.530010	0.6393

*, %5 anlamlılık

Çalışmada ikinci olarak Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testinden yararlanılmış ve değişkenler arasındaki kısa, orta ve uzun vadeli nedensellik ilişkisine ait bulgular Tablo 8’de sunulmuştur. Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testinde de değişkenlerin düzey değerleri dikkate alındığından optimal gecikme uzunluğu 3 olarak belirlenmiştir. Bu kapsamdaki bulgular incelendiğinde ne kısa, ne orta ne de uzun vadede Dolar-TL kurundan enerji emtialarına doğru geleneksel anlamlılık düzeylerinde istatistiki olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olmadığı, enerji emtia endeksinden Dolar-TL kuruna doğru ise orta vadede %10 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. Bu bulgu da enerji emtialarının fiyatlarındaki değişimlerin orta vadede Dolar-TL’de de değişime yol açtığı anlamına gelmektedir.

Tablo 8 : Breitung ve Candelon (2006) Testi Sonuçları

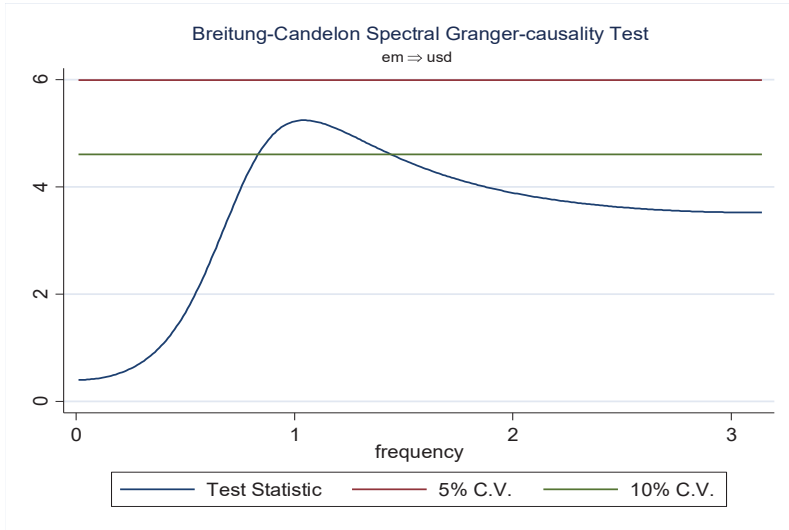
	Ho: EM $\nrightarrow$ USD	Ho: USD $\nrightarrow$ EM
Kısa vade		
$\omega = 2.5$	3.6193 [0.1637]	0.1690 [0.9190]
$\omega = 2$	3.8881 [0.1431]	0.1848[0.9117]
Orta vade		
$\omega = 1.5$	4.5011 [0.1053]	0.2251[0.8936]

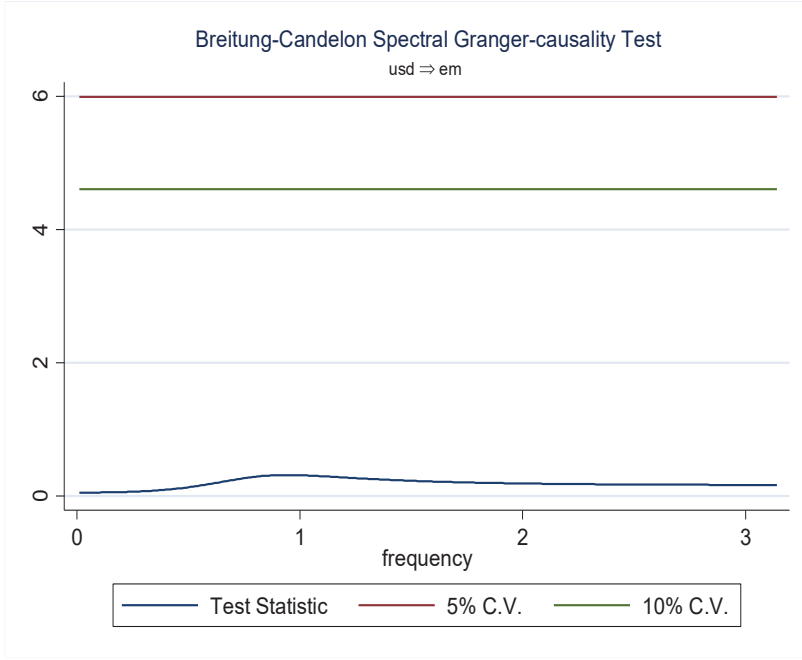
$\omega = 1$	5.2228**[0.0734]	0.3085[0.8571]
Uzun vade		
$\omega = 0.5$	1.6563 [0.4369]	0.1276 [0.9382]
$\omega = 0.1$	0.4261 [0.8081]	0.0493 [0.9756]

**, %10 anlamlılık

Ayrıca değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi tüm frekans değerleri $\omega \in (0, \pi)$ dikkate alınarak Şekil 3'te sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde enerji emtialarının fiyatlarında meydana gelen bir değişimin Dolar-TL üzerindeki etkisinin $\omega = 1.441$ 'de başlayıp; $\omega = 1$ 'de son bulduğu anlaşılmaktadır. Bu bulgu da enerji emtialarının fiyatlarındaki değişimlerin Dolar-TL üzerindeki etkilerinin yaklaşık 4.36. ayda başlayıp, 6.28. ayda son bulduğu anlamına gelmektedir.

Şekil 3: Nedensellik Testi Sonuçları





SONUÇ

Türkiye gibi gelişen piyasa ekonomileri açısından döviz kurlarındaki fiyat hareketleri önemli bir finansal risk unsuru haline dönüşebilmektedir. Son yıllarda da Türk döviz piyasalarında oldukça önemli fiyat hareketleri yaşanmaktadır. Bu durumun nedenlerinden birinin Türkiye ekonomisinde uygulanan ekonomi politikalarındaki farklılaşmalar olduğu söylenebilir. Bir diğer önemli nedenin ise küresel enerji piyasalarındaki fiyat hareketlerinden kaynaklandığı belirtilmelidir. Çünkü Türkiye ekonomisi önemli oranda enerji ithal eden bir ekonomi olarak, enerji fiyatlarındaki yukarı yönlü hareketler Türkiye ekonomisi için cari açık rakamlarının daha da artmasına yol açarak döviz kurlarında yukarı yönlü hareketleri destekleyen temel unsurlardan biri haline dönüşebilmektedir.

Bu nedenle bu çalışmada petrol, doğal gaz, kömür ve propan'dan oluşan enerji emtialarının fiyatlarındaki değişimler ile Dolar-TL arasındaki ilişki incelenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki analizinde Engle-Granger (1987) ile Johansen (1988) koentegrasyon testlerinden yararlanılmıştır. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin analizinde ise Granger (1969) nedensellik testi ile Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testine yer verilmiştir. Koentegrasyon testlerine

dayalı bulgular değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna işaret etmektedir. Bu çalışma kapsamında bu tür bir sonuca ulaşılmasının nedenlerinden birinin bu çalışmadaki analizlerde olası yapısal kırılmaların dikkate alınmamış olması olabilir. Bu nedenle bu alanda daha sonra yapılabilecek çalışmalarda yapısal kırılmaları dikkate alan koentegrasyon testlerinin kullanılabileceği düşünülmektedir.

Nedensellik testlerine dayalı analizler sonucunda elde edilen bulgulara gelince, Granger (1969) nedensellik testi incelenen dönem içerisinde enerji fiyatlarından Dolar-TL kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna işaret etmektedir. Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi de özellikle orta vadede enerji fiyatlarından Dolar-TL kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna işaret etmektedir. Bu bulgular kapsamında enerji fiyatlarındaki bir değişimin Dolar-TL kurunda da istatistiki olarak anlamlı bir değişime yol açtığı ifade edilebilir.

Bu bulgular kapsamında Türkiye ekonomisindeki politika yapıcılarının Dolar-TL'deki hareketleri daha iyi bir şekilde analiz edebilmeleri için küresel enerji piyasalarındaki gelişmeleri yakından takip etmeleri gerektiği anlaşılmaktadır. Ayrıca daha etkin ekonomi politikalarının uygulanabilmesi için Türkiye ekonomisinin enerji verimliliğini artırması ve yurt içerisinde üretilebilecek enerji kaynaklarının üretime kazandırılmasına dönük orta ve uzun vadeli planlamalar yapması gerektiği ifade edilebilir. Ayrıca türev piyasalara dayalı hedging işlemleri ile enerji emtialarının fiyatlarındaki olumsuz gelişmelerin etkilerinin azaltılabileceği de belirtilmelidir.

KAYNAKÇA

- Breitung, J. & Candelon, B. (2006). Testing for Short-And Long-Run Causality: A Frequency-Domain Approach, *Journal of Econometrics*, 132(2), 363-378.
- Breusch, T. (1979). Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, 17: 334–355.
- Dickey, D. & Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators For Autoregressive Time Series with Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Engle, R.F & Granger, C.W.J (1987), *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. *Econometrica*, 55, s 251-276.
- Granger, C.W.J (1969). Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross Spectral Methods, *Econometrica*, 37, 424-438.
- Godfrey, L. (1979). Testing the Adequacy of a Time Series Model. *Biometrika*, 66:67–72.
- IMF (2022) Primary Commodity Prices , <https://www.imf.org/en/Research/commodity-prices>
- Johansen, S.(1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, 231-254
- Özatay, F. (2012). Para Politikasında Yeni Arayışlar. *İktisat İşletme ve Finans*, 27 (315): 51-75.
- Phillips, P. C.B. & Perron, P. (1988). Testing For A Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- TCMB (2014) Makro İhtiyati Politikalar ve Türkiye Uygulaması. Erişim adresi: [https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/77402706-96b8-4359-b59a-47ef0e01e23c/BULTEN35.pdf?](https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/77402706-96b8-4359-b59a-47ef0e01e23c/BULTEN35.pdf?Erişim tarihi: 12.02.2022) Erişim tarihi: 12.02.2022.
- TCMB (2021). Döviz Kurlarına Ait Veriler, <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?evds/serie/MarKet>, (Erişim Tarihi: 02.06.2022).
- Toda, H.Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes, *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.