

Ham Petrol İthal Fiyatıyla Enflasyon Arasındaki İlişki: Türkiye Analizi*

Özet

Bu çalışmada, Türkiye'de ham petrol ithal fiyatıyla enflasyon arasındaki ilişki, Engle-Granger eş-bütünleşme yöntemi yardımıyla, Ocak 1992-Mart 2009 dönemi verileriyle araştırılmıştır. Çalışmanın ampirik bulgularına göre, uzun dönemde ham petrol ithal fiyatıyla enflasyon arasındaki ilişki istatistiki olarak anlamsız çıkmıştır. Kısa dönem dinamiği açısından değerlendirildiğinde ise; anlamlı bir ilişki bulunmuş olmasına rağmen marjinal düzeyde olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla bu çalışmada, petrol fiyatlarının enflasyona neden olduğu yönündeki genel kanı desteklenememektedir.

Osman PEKER¹
Mehmet MERCAN²

Anahtar Kelimeler: *Enflasyon, Ham Petrol, Türkiye*

The Relationship Between Crude Oil Import Price and Inflation: The Analysis of Turkey

Abstract

In this survey, the relationship between crude oil import price and inflation has been studied via Engle-Granger co-integration method using the data between January 1992 and March 2009. According to empirical findings of the survey, the relationship between price of crude oil import and inflation is not statistically significant in the long term. Although the result of evaluation for the short term is significant, it is found at a marginal level. Therefore, this survey doesn't support the public opinion which claims that oil prices trigger inflation.

Keywords: *Inflation, Crude Oil, Turkey.*

¹ Yrd. Doç. Dr., Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İİBF, İktisat Bölümü, ottopeker@yahoo.com

² Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Ana-bilim Dalı Doktora Öğrencisi, mmercan@adu.edu.tr

* Bu çalışma, 24-25 Eylül 2009 tarihinde İzmir'de düzenlenen 2.Ulusal, Yönetim ve Ekonomi Bilimleri Konferansı'nda sunulan bildirinin büyük ölçüde değiştirilmiş ve gözden geçirilmiş metnidir.

1. Giriş

Türkiye, ham petrol ithal eden ülkeler arasında ilk sıralarda yer almaktadır. Dolayısıyla, temel girdi durumunda olan ham petrol fiyatında ortaya çıkan artışların enflasyonun önemli nedenlerinden biri olduğu genellikle hem kamuoyu hem de ekonomi yönetimi tarafından tartışılmaktadır. Özellikle, 1970'li yıllarda dünyada yaşanan iki büyük petrol kriziyle başlayan bu tartışmalar son yıllarda en üst düzeye varmış ve bu durum Merkez Bankası raporlarında da yer almıştır. Diğer ülkelerde de buna benzer yaklaşımlar olduğu bilinmektedir.

Ancak, ampirik araştırmalarda, ham petrol ithal fiyatıyla enflasyon arasında, genel kanının aksine, çok zayıf korelasyon ilişkisine rastlanmıştır. Örneğin, Leblanck ve Chinn (2004), Amerika Birleşik Devletleri, İngiltere, Fransa ve Japonya için yaptığı çalışmada petrol fiyatlarının üretim üzerinde doğrusal olmayan etkisinin olduğu yönünde bulgular elde etmiştir. Ampirik sonuçlara göre, söz konusu ülkelerde petrol fiyatlarındaki değişimlerin enflasyon üzerindeki etkisi oldukça azdır. Petrol fiyatlarındaki %10'luk bir artışın enflasyon üzerindeki etkisi %0.1 ile %0.8 arasında gerçekleşmiştir.

Enflasyonun petrol fiyatına duyarlılığının az olduğu konusu başka çalışmalarla da desteklenmiştir. Örneğin, Chen'in (2009) ondokuz sanayileşmiş ülke için yaptığı çalışmada ve Gregorio, Landerretche ve Neilson'nun (2007), otuzdört gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeyi kapsayan çalışmasında petrol fiyatlarındaki artışların enflasyon üzerindeki etkisinin az olduğu bulgusunu elde etmiştir. Kibritçioğlu ve Kibritçioğlu'nun (1999), Türkiye için yaptığı çalışmada ise, 1986–1998 dönemi incelenmiş ve ham petrol ithal fiyatındaki değişimlerin enflasyon üzerindeki dolaysız etkilerinin çok düşük olduğu yönünde kanıtlar ortaya çıkmıştır.

Birçok araştırmada petrol fiyat şoklarının makroekonomik değişkenler üzerinde etkisi olabileceği görüşü, özellikle 1986 yılı ters petrol şokundan sonra sorgulanmış ve ham petrol fiyatındaki gerilemenin ekonomiyi neden güçlendirmede olduğu konusu irdelenmiştir (Bohi, 1991; Bohi and Toman, 1993; Mork, 1989, 1994; Mory, 1993; Hooker, 1996 ve Hamilton, 1983, 1996). Hooker (1999) ise, 1980 yılı öncesi petrol şoklarının enflasyon üzerindeki etkisinin oldukça fazla olmasına rağmen 1980'li

yıllardan bu yana çok az ya da hiç etkisinin olmadığını dile getirmiştir. Nitekim Huntington (1998), ham petrol ithal fiyatları yerine petrol ürünleri ve enerji fiyatlarındaki değişimlerin dikkate alınması konusuna işaret etmiştir.

Bu çalışmada, Türkiye'de ham petrol ithal fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkisi Engle-Granger yöntemi yardımıyla, 1992–2009 aylık verileri kullanılarak; test edilmiştir. Çalışmanın bundan sonraki kısmı üç bölüme ayrılmıştır. İkinci bölümde; ham petrol ithal fiyatlarının enflasyonist etkileri tarafımızdan oluşturulan tablo ve şekil çerçevesinde incelenmiştir. Üçüncü bölümde, ekonometrik uygulama ve sonuçları tartışılmış; son bölümde ise, sonuç ve öneriler yer almıştır.

2. Ham Petrol İthal Fiyatı Hangi Ölçüde Enflasyonist Etkilere Sahip?

Türkiye'de ham petrol üretimi son derece sınırlı olduğundan, bu ihtiyaç büyük ölçüde ithalatla karşılanmaktadır. Dolayısıyla, temel girdi durumunda olan ham petrol fiyatındaki artışlar pek çok sektörde maliyetlerin artışına, yani enflasyonist etkilere neden olduğu genellikle kabul edilmektedir.

Türkiye'de ham petrol ithal fiyatının enflasyonist etkilerinin olup olmadığı konusu ekonometrik uygulamadan önce, tarafımızdan oluşturulan farklı endekslerin karşılaştırılmasıyla araştırılmıştır. Bu amaç için, Tablo 1 ve Tablo 2 oluşturulmuştur. Ham petrolün 1992–2009 dönemine ilişkin Dünya fiyatları Tablo 1'de sunulmuştur. Burada, 1992–2002 döneminde, ham petrol ithal fiyatında, önemli bir artışın olmadığı gözlenmektedir. Ancak, Şekil 1'den de izlenebileceği gibi, 2004 yılından itibaren önemli artışların olduğu ve bu artışların 2008 yılındaki Küresel Ekonomik Krizle birlikte, 1992 yılına göre, yaklaşık olarak beş kat arttığı görülmektedir.

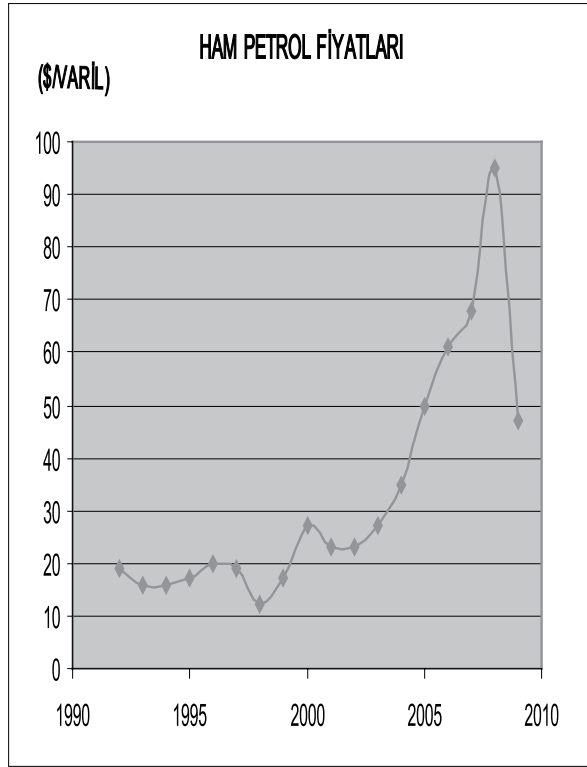
Tablo 2'de, 1992–2009 dönemine ilişkin Türkiye'deki ham petrol ithal fiyatı (TL/varil ve \$/varil), döviz kuru (TL/\$), akaryakıt ürünleri ortalama fiyatı (TL/litre), ve fiyat endeksi karşılaştırılmıştır. Tablo 2'den de izlenebileceği gibi, 1992–2009 döneminde ham petrol ithal fiyatı endeksi 2.5 kat yükselmişken; nominal Dolar kuru ve TL cinsinden olmak üzere sırasıyla 242 ve 551 kat yükselmiştir. Ham petrol ithal fiyat endeksi,

akaryakıt ürünleri ortalama fiyat endeksiyle karşılaştırıldığına farkın daha büyük olduğu ortaya çıkmaktadır. Söz konusu dönemde akaryakıt ürünleri ortalama fiyat endeksi, ham petrol ithal fiyat endeksinden 278 kat daha fazla artmıştır.

Sonuçta hangi karşılaştırmanın sonucu alınırsa alınsın, petrolün enflasyonist etkileri ithal fiyatın-

dan çok, özellikle ulusal piyasadaki fiyatlamaya bağlı olarak ortaya çıkmaktadır. Bunun birden fazla nedeni olmakla birlikte, akaryakıt ürünleri üzerinden yüksek oranda vergi toplanması kolaylığı ve petrol ürünlerinin ikamesinin olmaması ilk akla gelen nedenler olarak düşünülebilir.

Tablo: 1		Şekil: 1
<i>Yıl</i>	<i>Ham Petrol İthal Fiyatı (\$)*</i>	
1992	19	
1993	16	
1994	16	
1995	17	
1996	20	
1997	19	
1998	12	
1999	17	
2000	27	
2001	23	
2002	23	
2003	27	
2004	35	
2005	50	
2006	61	
2007	68	
2008	95	
2009	47	



Tablo: 2

Yıl	Ham Petrol İthal Fiyat Endeksi (\$)	Ham Petrol Fiyat Endeksi (TL)	Nominal TL/\$ Kuru Endeksi	Akaryakıt Ürünleri Ortalama Fiyat Endeksi(*)	Fiyat Endeksi (Tefe)
	(1992=1.0)	(1992=1.0)	(1992=1.0)	(1992=1.0)	(1992=1.0)
1992	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
1993	0.9	1.3	1.6	1.4	1.6
1994	0.9	3.7	4.3	3.9	3.4
1995	0.9	5.9	6.6	5.7	6.4
1996	1.1	12.9	11.7	9.2	11.1
1997	1.0	21.5	21.9	18.0	19.8
1998	0.6	24.0	37.5	38.9	33.4
1999	0.9	56.5	60.8	98.1	48.0
2000	1.4	129.7	89.6	126.0	73.9
2001	1.2	214.1	176.9	138.2	116.2
2002	1.2	274.5	204.9	292.1	169.7
2003	1.4	304.6	203.0	400.6	210.0
2004	1.9	357.8	191.7	406.3	234.2
2005	2.7	516.2	192.3	546.6	247.8
2006	3.3	696.3	196.4	645.4	267.1
2007	3.7	675.2	187.4	663.8	290.3
2008	5.1	918.0	177.4	755.3	323.5
2009	2.5	551.1	242.1	696.7	324.2

*Akaryakıt ürünleri için ortalama fiyat endeksi hesaplanırken; Aydın Ticaret Odası kayıtları temel alınmıştır. Bu hesaplamada; süper benzin, normal benzin, gazyağı ve motorinin Aydın'daki Ocak ayı pompa satış fiyatları baz alınmıştır.

3. Yöntem ve Veri Seti

Türkiye'de ham petrol ithal fiyatındaki dalgalanmaların enflasyon üzerindeki etkisini araştırmak amacıyla, Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen eş-bütünleşme (cointegration) yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntemde iki veya daha fazla iktisadi değişkene ait seriler durağan olmasalar bile, bunların doğrusal bir birleşiminin durağan olabileceği ifade edilmiştir. Uzun dönem ilişkisi olarak tanımlanabilen bu durağan doğrusal birleşim, eş-bütünleşme denklemi olarak tanımlanmıştır.

Durağan olmayan değişkenler arasındaki her hangi bir denge ilişkisi onların stokastik trendlerinin ilişkili olmasını sağlayarak; eş-bütünleşmelerini zorunlu kılar ve bağımlı bir şekilde hareket etmesini ifade eder. Ancak, uzun dönemde birlik-

te hareket eden değişkenlerin dinamik davranışları denge ilişkisinden bazı sapmalar gösterir (Enders, 1996:151). Bu, eş-bütünleşmiş değişkenlerin temel bir özelliği olup, kısa dönem dinamiği üzerinde belirleyici bir rol oynar. Bu süreçle ortaya çıkan dinamik model, hata düzeltme modeli (error correction model) olarak adlandırılır. Söz konusu modelde, sistemdeki değişkenlerin kısa dönem dinamikleri dengeden ortaya çıkan sapmalardan etkilenir (Enders, 1995: 365-366).

Eş-bütünleşme ve hata düzeltme modelleriyle yapılacak bir analiz dört aşamalı bir süreçten oluşmaktadır. İlk olarak değişkenlerin bütünleşme sırası belirlenir. İkinci sırada bütünleşme dereceleri aynı olan değişkenler, en küçük kareler yöntemi yardımıyla, eş-bütünleşme regresyonları tahmin edilir. Daha sonraki aşama da ise, eş-bütünleşme

regresyonlarının kalıntıları test edilir. Son olarak hata düzeltme modeli kurulur. Bu çerçevede, çalışmamızda Engle-Granger (1987) yöntemi takip edilerek, değişkenler arasında eş-bütünleşmenin olup olmadığı standart CRDW (Cointegration Regression Durbin-Watson) ve Dickey-Fuller (DF) testleriyle analiz edilmiştir.

Buna göre, enflasyonla ham petrol ithal fiyatı arasındaki ilişkiyi belirlemek amacıyla analizde kullanılacak toplam dört değişkenin, birim kök testiyle bütünleşik $I(1)$ değişkenler olduğu varsayımı altında, uzun dönem denge ilişkisinin çalışmamıza uyarlanmış biçimi şu şekilde ifade edilmiştir:

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 oil_t + \beta_2 p_{t-1} + \beta_3 y_t + \beta_4 K1 + \beta_5 K2 + \beta_6 K3 + e_t \quad (1)$$

burada, p_t toptan eşya fiyat endeksini (1968=100), oil_t ham petrol ithal fiyatını (TL/Varil), p_{t-1} enflasyon bekleşlerini, y_t büyüme hızını, $K1$, $K2$ ve $K3$ sırasıyla 1994, 2000 ve 2001 yıllarındaki finansal krizleri, e_t ise uzun dönem ilişkisinden tahmin edilen kalıntıları temsil etmektedir. Büyüme değişkeni hariç, diğer değişkenler logaritmik düzeyleriyle analize alınmıştır. Ham petrol ithal fiyatı Devlet Planlama Teşkilatı Temel Ekonomik Göstergeler'den, diğer değişkenler ise Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden temin edilmiştir. Bütün test ve tahminler için Econometric Views (Eviews, version 5.1) bilgisayar paket programından yararlanılmıştır.

Değişkenlerin eş-bütünleşik olduklarına karar vermek için e_t serisine DF testi uygulanır. e_t serisi durağan çıkarsa, söz konusu değişkenlerin eş-bütünleşik olduğuna karar verilir. Aksi durumda eş-bütünleşik olmadığı sonucuna varılır. e_t serisinin otoregresyon denklemi,

$$\Delta e = a_1 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

biçiminde yazılmaktadır. Burada $a_1=0$ boş hipotezi reddedilemiyorsa, e_t serisinin birim köke sahip olduğuna ve dolayısıyla değişkenlerin eş-bütünleşik olmadıklarına karar verilir. Eğer $a_1=0$ boş hipotezi reddediliyorsa, e_t serisinin durağan olduğu ve böylece değişkenlerin eş-bütünleşik oldukları sonucu-

na varılır.¹

Eş-bütünleşik olduğu anlaşılan serilerin kısa dönem dinamikleri hata düzeltme modeliyle araştırılır. Bu modelde, hata terimi, p_t 'nin kısa dönemdeki davranış biçiminin uzun dönemdeki davranış biçimiyle ilişkili olduğu ve uzun dönemdeki denge düzeyinden olan sapmaların ne kadar sürede ortadan kalkacağını belirtilir. Buna göre çalışmamıza uyarlanmış model şu şekilde ifade edilmiştir:

$$\Delta p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta oil_t + \alpha_2 \Delta p_{t-1} + \alpha_3 \Delta y_t + \alpha_4 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

burada Δ değişkenlerin ilk farkını; e_{t-1} Denklem (1)'deki regresyonun kalıntı değerinin bir dönem gecikmeli değeri olup, uzun dönem denge değerinden olan sapmayı; ε_t hata terimini ve α_4 ise uzun dönem dengesine doğru olan uyarılama hızını gösterir. Eğer bu katsayı istatistikî olarak anlamlı ise, p_t 'de bir dönemde ortaya çıkan dengesizliğin ne kadarının sonraki dönemde ortadan kalktığını belirtir.

4.Uygulama

4.1. Ön Testler

Engle-Granger eş-bütünleşme yöntemi uygulanmadan önce analizde kullanılan değişkenlere ilişkin bazı işlem ve ön testler yapılmıştır. İlk aşamada büyüme dışındaki değişkenlere ilişkin ham serilerin logaritması alınmıştır. İkinci aşamada, mevsimsel etkilere sahip olduğu anlaşılan ham petrol ithal fiyatı ve büyüme değişkeni Hareketli Ortalamalar Yöntemi (Moving Average Methods) yardımıyla mevsimsel etkilerden arındırılmıştır.²

Son aşamada ise, değişkenlerin bütünleşme derecesini belirlemek için birim kök testi uygulanmıştır. Bunun için Dickey Fuller (1979) birim kök testi kullanılmıştır. Dickey Fuller testini gösterebil-

¹ e_t serisinin beyaz gürültülü (white-noise) olmadığı durumda, Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılmalıdır.

² Bu yöntemde, zaman serisine ilişkin veriler belli büyüklükte kümeler halinde toplanmak suretiyle her küme için bir aritmetik ortalama hesaplanmakta ve bu ortalamalar ilgili kümede tam ortaya düşen değerin yerine yazılmaktadır. (Serper, 2000: 333).

menin en kolay yolu AR(1) sürecini yazmaktır:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

burada; ρ bir katsayıyı, u_t ise, beyaz gürültülü hata terimini temsil etmektedir. Y_t 'nin durağan olup olmaması ρ 'nun alacağı değerlere göre belirlenmektedir. $\rho=1$ olduğunda, Y_t durağan olmayan bir sürece sahip olmakta ve birim kök içermektedir. $-1 < \rho < 1$ 'in geçerli olduğu durumda ise, zaman serisi durağan olmaktadır. Öyleyse, bir zaman serisinin birim köke sahip olup olmadığına yönelik Dickey-Fuller testi; boş hipoteze karşı ($H_0: \rho=1$); alternatif hipotezin ($H_1: \rho < 1$) sınanmasından oluşan bir süreci ifade etmektedir. Buna göre; boş hipotezin kabul edildiği, alternatif hipotezin reddildiği bir seri, birim kök içermektedir. Dolayısıyla, böyle bir seri rassal yürüme (random walk) özelliği göstermektedir. Bu özelliğe sahip olan bir zaman serisini durağan hale getirmek için ilk farkı alınır:

$$\Delta Y = (\rho-1)Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Bu eşitlikte; $\phi=(\rho-1)$. Dickey-Fuller testi bu defa boş hipoteze karşı alternatif hipotezi sıarken şu varsayımları yapmaktadır: $H_0: \phi=0$, $H_1: \phi < 0$. Buna göre; farkı alınan serinin durağan hale geleceği varsayılırsa; birim kökün olduğu boş hipotezin reddedileceği alternatifinin ise kabul edileceği so-

nucu ortaya çıkmaktadır.

Şimdiye kadar anlatılanlar temel birim kök testinin işleyişiyle ilgiliydi. Zaman serileri daha yüksek sıradan gecikmeli değerlere sahip olmaları halinde beyaz gürültülü hata terimi varsayımı geçerli olmayacak; bu süreçten sonra Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi söz konusu olacaktır. Bunun için Y serisi, AR(p) için yeniden yazılırsa:

$$\Delta Y = \phi Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta Y_{t-p} + u_t \quad (6)$$

burada; $H_0: \phi=0$, $H_1: \phi < 0$ olmaktadır.

Buna göre, değişkenlerin hesaplanan "ADF Birim Kök Testi" sonuçları Tablo 3'de sunulmuştur. Değişkenler; önce düzey değerleriyle sonra birinci farkları alındıktan sonraki düzeyleriyle test edilmiştir. Değişkenlerin optimum gecikme sayısı Akaike Bilgi Kriteri'ne (Akaike Information Criterion: AIC) göre maksimum 12. dönemden başlanarak belirlenmiştir. Uygulanan ADF Birim Kök Testi sonuçlarına göre; bütün değişkenler düzeyde $I(1)$ olarak bulunmuştur. Bu durumda bütün değişkenlerin birinci farkı alınmış ve durağan hale geldikleri görülmüştür. Buna göre, bütün değişkenler $I(1)$ değişkenleri olduğuna göre, Engle-Granger eş-bütünleşme yöntemine başlamanın gerekli ve zorunlu koşulu sağlanmıştır.

Tablo 3. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzye Değerleri	1. Farkları	MacKinnon Kritik Değerler
p_t	-0.29[1]	-8.57[1]	-4.003
oil_t	-1.41[9]	-7.74[11]	-4.006
p_{t-1}	0.34[1]	-7.40[1]	-4.003
y_t	-1.03[11]	-7.88[10]	-3.463

Not: %1 anlamlılık düzeyi seçilmiştir. Test biçimi olarak düzey değerinde p_t , oil_t , p_{t-1} , y_t için sabit terim ve trend kullanılmıştır. Değişkenlerin birinci farkı için p_t , oil_t , sabit terim; p_{t-1} , y_t için ise sabit ve trend kullanılmıştır. Köşeli parantez içindeki değerler, değişkenlerin AIC'ye göre belirlenmiş optimum gecikme uzunluğunu belirtir.

4.2. Eşbütünleşme Analizi

Tablo 3'deki bilgiler ışığında, bütün değişkenler $I(1)$ olduğu için, Türkiye'de ham petrol ithal fiyatındaki artışlarla enflasyon arasındaki uzun dönem denge ilişkisi Denklem (1) yardımıyla tahmin edilerek; kalıntılarına ADF testi uygulanmış ve sonuçları Tablo 4'de sunulmuştur. Söz konusu

değişkenler arasında eş-bütünleşmenin olabilmesi için Tablo 4'deki hata terimi, ADF test istatistiğinin Engle-Granger tablo değerinden büyük olması gerekir. Buna göre, %5 anlamlılık düzeyinde ve 100 gözlem için bulunan Engle-Granger tablo değeri (-3.17), ADF test istatistiğinin tahmin edilen mutlak değerinin (-3.46) altında kaldığından eş-bütünleşme hata terimleri serisi durağan çıkmıştır.

Bu bulgu, Denklem (1)'de yer alan değişkenlerin eş-bütünleşik olduklarına ilişkin bir kanıttır. Bunun yanısıra, söz konusu değişkenlerin eş-bütünleşik oldukları CRDW testi ile de desteklenmektedir. Çünkü her birinde 100 gözlem olan 10.000 benzetimle $d=0$ önsavını sınamak için he-

saplanan %1 anlamlılık düzeyindeki tablo değeri (0.511) modelimizdeki CRDW değerinden (0.948) küçük çıkmıştır. Sonuç olarak, her iki teste göre, söz konusu değişkenler uzun dönemde birlikte hareket etmektedir.

Tablo 4: Uzun dönem analizi

<i>Çoklu Eş-Bütünleşme Denklemi</i>			
$p_t = f(oil_t, p_{t-1}, k1, k2, k3, y_t)$			
<i>Değişkenler</i>	<i>Katsayı</i>	<i>Standart Hata</i>	<i>t-İstatistiği</i>
oil_t	0.0031	0.0044	0.7101
P_{t-1}	0.9895	0.0051	190.65
y_t	0.0010	0.0003	3.3745
$K1$	0.1843	0.0179	10.262
$K2$	-0.0042	0.0173	-0.2424
$K3$	-0.0076	0.0173	-0.4382
<i>Sabit terim</i>	0.1824	0.0728	2.5052
$R^2: 0,99$			
$\bar{R}^2: 0,99$			
$CRDW: 0,948$			
$F\text{-İstatistik: } 40611$			
$ADF[5]: -3,46$			

Uzun dönem analiz sonuçlarının sunulduğu Tablo 4'den de izlenebileceği gibi, enflasyon ile ham petrol ithal fiyatı arasındaki katsayı istatistikî olarak anlamlı çıkmış olmasına rağmen yorumlanamayacak kadar küçük bir değerdedir. Dolayısıyla uzun dönemde ham petrol fiyatının enflasyon üzerinde etkisi ihmal edilebilecek bir büyüklüktedir. Bu sonuç ham petrol ithal fiyat artışlarının enflasyonu arttırdığı yönündeki genel kanıyı desteklememektedir. Bu, üzerinde durulması gereken önemli bir bulgudur. Tablo 4'de dikkati çeken diğer önemli bir bulgunun ise enflasyon bekleyişlerinin enflasyonu açıklamada çok belirleyici bir konuma sahip olmasıdır.

3.5. Hata Düzeltme Modeli

Türkiye'de ham petrol ithal fiyatlarıyla enflasyon arasındaki ilişkinin hata düzeltme modeli Denklem (3) yardımıyla tahmin edilmiştir. Hata düzeltme modelinde, uzun dönemde birlikte hareket eden değişkenlerin kısa dönem sapmaları ve bu

sapmaların ne kadar süre sonra dengeye geleceği araştırılmıştır. Tablo 5'de hata düzeltme modeline ait analiz sonuçları ve uyum katsayısı verilmiştir.

Tabloya göre elde edilen hata düzeltme teriminin katsayısı negatif işaretlidir. Katsayının negatif işaretli olması, kısa dönem sapmalarının uzun dönem denge düzeyine yakınsayacağını ifade eder. Fakat hata düzeltme teriminin katsayısı istatistikî olarak anlamlı olmadığı için, bu yorum geçerli olmayıp; kısa dönemde bir sapmanın olmadığını gösterir. Tablo 5'den de görüleceği üzere enflasyon, bütün değişkenlerle doğrusal ve anlamlı bir ilişki içindedir. Ham petrol fiyatlarındaki %100'lük bir artış, enflasyonu %8.53 oranında arttırmıştır. Bu bulgu ham petrol ithal fiyatındaki dalgalanmaların enflasyonist etkisinin, genel kanının aksine, çok düşük olduğunu göstermektedir. Söz konusu tabloda üzerinde durulması gereken diğer önemli bir bulgu ise, uzun dönem analizinde olduğu gibi, kısa dönem analizinde de bekleyişlerin, enflasyonun en temel belirleyicisi olmasıdır.

Tablo 5: Kısa Dönem Analizi

<i>Hata Düzeltme Modeli</i>			
$\Delta p_t = f(\Delta oil_t, \Delta p_{t-1}, \Delta y_t, e_{t-1})$			
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği
Δoil_t	0.0853	0.0144	5.890
Δp_{t-1}	0.7657	0.0591	12.947
Δy_t	0.0006	0.0002	2.6403
<i>sabit terim</i>	0.0038	0.0019	1.9163
e_{t-1}	-0.1086	0.0892	-1.2173
$R^2 : 0.55$			
$\bar{R}^2 : 0.54$			
$DW : 1.99$			
$F\text{-İstatistik} : 49.69$			
$LM\ testi, F(12, 178) : 0.0965$			

4. Sonuç ve Değerlendirme

Türkiye’de ham petrol ithal fiyatı ile enflasyon arasındaki ilişkinin uzun ve kısa dönem analizinin yapıldığı bu çalışmada varılan temel sonuçlar şu başlıklar altında özetlenebilir.

Yapılan ampirik çalışmalarda ham petrol ithal fiyatıyla enflasyon arasında düşünülen aksine genellikle zayıf bir ilişkiye rastlanmıştır. Dolayısıyla ham petrol ithal fiyatının doğrudan kendisinin değil, ulusal piyasada fiyatlanmasından sonra enflasyonist etkiler yaratacağı görüşü daha gerçekçi olmaktadır. Nitekim Türkiye için yapılan çalışma da bu görüşü desteklemektedir. Tablo 2’de, 1992–2009 döneminde ham petrol ithal fiyatı endeksi 2.5 kat yükselmişken; nominal Dolar kuru ve TL cinsinden olmak üzere sırasıyla 242 ve 551 kat yükselmiştir. Ham petrol ithal fiyat endeksi, akaryakıt ürünleri ortalama fiyat endeksiyle karşılaştırıldığında farkın daha da büyüdüğü görülmüştür. Buradan hareketle ham petrol ithal fiyatına bağlı olarak akaryakıt ürünlerindeki fiyat artışlarını açıklamak pek mümkün görünmemektedir.

1992–2009 dönemi aylık verileriyle, Engle-Granger eş-bütünleşme yöntemi kullanılarak yapılan analiz sonucunda, ham petrol ithal fiyatının enflasyon üzerindeki etkisi uzun dönemde, kamuoyundaki genel kanının aksine, anlamsız olduğu bulgusu elde edilmiş; kısa dönem ise anlamlı bir ilişkiye rastlanmıştır.

Sonuç olarak bu çalışmanın ampirik bulguları, Türkiye’de ham petrol ithal fiyatındaki dalgalan-

maların enflasyonist etkiye neden olduğuna ilişkin bir kanıtı sadece kısa dönem analizi sunmaktadır. Ancak, beklentileri karşılamaktan uzak olduğu için, bu kanıtın güçlü olduğu söylenemez. Dolayısıyla petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların ortaya çıkardığı enflasyon baskısı Türkiye’ye özgü fiyatlamaya ve piyasa yapısına bağlı olarak ortaya çıktığı düşünülmektedir. Hem uzun hem de kısa dönem açısından dikkati çeken diğer önemli bir bulgu ise fiyat hareketlerinde bekleyişlerin belirleyici olmasıdır.

Kaynakça

- BOHI, Douglas and Michael, TOMAN; (1993), “Energy Security Externalities and Policies”, *Energy Policy*, 21(11), pp. 1093-1109.
- BOHI, Douglas; (1991), “On the Macroeconomic Effects of Energy Price Shocks”, *Resources and Energy*, 13, pp. 145-162
- CHEN, Shiu-Sheng; (2009), “Oil Price Pass-Through Into Inflation”, *Energy Economics*, Vol. 31, pp. 126–133.
- DICKEY, David and Wayne A. FULLER ; (1979), “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- ENDERS, Walter; (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, USA.
- ENGLE, Robert F. and Clive W. J. GRANGER; (1987); “Cointegration and Error Correction: Representation, estimation and Testing”, *Econometrica*, (55) pp. 251-276.
- GREGORIO, José De; Oscar LANDERRETICHE and Christopher NEILSON; (2007), “Another Pass-Through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation”, *Economia*, pp. 155-160.
- HAMILTON, James D.; (1983), “Oil and the Macroeconomy since World War II”, *Journal of Political Economy*, 91(2), pp.228-248.

HAMILTON, James D.; (1996), "This is What Happend to the Oil Price Macroeconomy Relationship", *Journal of Monetary Economics*, 38(2), pp. 215-220.

HOOKER, Mark A.; (1999), "Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications Versus Changes in Regime", *Federal Reserve Board*, (71), pp. 1-13.

HOOKER, Mark, A.; (1996), "What Happend to the Oil Price Macroeconomy Relationship", *Journal of Monetary Economics*, 38(2), pp. 195-213.

HUNTINGTON, Hillard G.; (1998), "Crude Oil Price and U.S. Economic Performance: Where Does The Asymmetric Reside", *Energy Journal*, 43, pp. 1-24

KİBRİTÇİOĞLU, Aykut ve Bengi KİBRİTÇİOĞLU; (1999), "Ham Petrol ve Akaryakıt Ürünü Fiyat Artışlarının Türkiye'deki Enflasyonist Etkileri", *T.C. Başbakanlık Hazine Müsteşarlığı, Araştırma ve İnceleme Dizisi*, 21.

LEBLANCK, Michael and Menzie D. CHINN; (2004), "Do High Oil Prices Presage Inflation? The Evidence from G-5 Countries", *Business Economics*, 4, pp. 38-40.

MORK, Knut A.; (1989), "Oil and the Macroeconomy when Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results," *Journal of Political Economy*, 97, pp. 740-744.

MORK, Knut A.; (1994), "Business Cycles and the Oil Market," *Energy Journal*, 15 Special Issue, pp. 15-38.

MORY, Javier F.; (1993), "Oil Price and Economic Activity: Is The Relationship Symetric?", *The Energy Journal*, 14(4), pp. 151-161.

SERPER, Özer; (2000), *Uygulamalı İstatistik II, Ezgi Kitabevi, Genişletilmiş 4 Baskı, İzmir.*

