

PETROL FİYATLARI İLE TÜKETİCİ FİYAT ENDEKSİ VE HARCAMA GRUPLARI ARASINDAKİ ASİMETRİK FİYAT AKTARIMI: EŞİK EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Elif TİRYAK¹
Nükhet DOĞAN²
M. Hakan BERUMENT³

ÖZ

Günümüzde petrol, taşımacılıktan hane halkı tüketimine kadar kullanılmak üzere girdi sağlayan ve bu yönüyle önemli bir enerji tüketim kaynağı olmaktadır. Türkiye bu önemli enerji kaynağının yaklaşık %90'ını ithal etmektedir. Petrolde dışa bağımlılığı yüksek olan Türkiye, dünya petrol fiyat dalgalanmalarından etkilenmekte ve bunu yurtiçi fiyatlarına aktarmaktadır. Bu çalışmanın amacı, dünya petrol fiyatları ile Türkiye Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) ve alt harcama grupları arasındaki asimetrik fiyat aktarımını 1994-2019 yılları arası, Enders ve Siklos'un (2001) önerdiği eşik eşbütünleşme testleri yardımı ile incelemektir. Elde edilen sonuçlara göre, Türk lirası bazlı petrol fiyatları ile TÜFE arasında uzun dönemli asimetrik ilişki tespit edilmişken alt harcama grupları için bu durum farklılaşmaktadır. *Sağlık; Mobilya, Ev Aletleri ve Ev Bakım Hizmetleri* dışındaki tüm harcama grupları için uzun dönemli asimetrik ilişki bulunmaktadır. Bununla birlikte, *Gıda, İçki ve Tütün* harcama grubu dışındaki tüm harcama grupları ve genel TÜFE için *Petrol Fiyatlarında* meydana gelebilecek artış yönlü pozitif bir şokun negatif şoka göre daha hızlı hata düzeltme ayarlaması yapacağı sonucuna varılmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Petrol Fiyatları, Asimetrik Fiyat Aktarımı, M-TAR Eşbütünleşme

ASYMMETRIC PRICE TRANSMISSION OF OIL PRICES TO CONSUMER PRICE INDEX AND EXPENDITURE GROUPS: THRESHOLD COINTEGRATION ANALYSIS

ABSTRACT

Today, oil products have a wide range of usage area from transportation to household consumption, therefore, it is regarded as a substantial source of energy consumption. Turkey imports approximately 90% of its oil consumption. Turkey, as an oil importing country, is highly vulnerable to fluctuations in the world oil prices, and will transmit these fluctuations to its domestic prices. The purpose of this study is to examine the asymmetric price transmission of the World oil prices to Turkey Consumer Price Index (CPI) and sub expenditure groups by using the data between 1994 to 2019 using threshold cointegration tests suggested by Enders and Siklos (2001). The estimates suggest that, there is a long-term asymmetric relationship between Turkish lira-based oil prices and the CPI, however, this situation differs for sub expenditure groups. There is a long-term asymmetric relationship for all sub expenditure groups except *Health; Furnishings, Household Equipment and Home Care Services*. All expenditure groups except *Food, Beverages, Tobacco* and for general CPI; it is concluded that an

¹ Yüksek Lisans Öğrencisi, Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü, tiryak.elif@gmail.com. ORCID: 0000-0002-7723-1718.

² Prof. Dr., Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü, nukhet.dogan@hbv.edu.tr. ORCID: 0000-0002-2115-1807.

³ Prof. Dr., Bilkent Üniversitesi, İ.İ.S.B.F., Ekonomi Bölümü, berument@bilkent.edu.tr. ORCID: 0000-0003-2276-4741.

* Bu çalışma, Elif Tiryak'ın aynı isimli yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

Received/Geliş: 02/06/2020 Accepted/Kabul: 17/12/2020, Research Article/Araştırma Makalesi

Cite as/Alıntı: Tiryak, E., Doğan, N., Berument, M.H. (2020), "Petrol Fiyatları ile Tüketici Fiyat Endeksi ve Harcama Grupları Arasındaki Asimetrik Fiyat Aktarımı: Eşik Bütünleşme Analizi", Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, cilt 29, sayı 4, s.315-330.

increase in positive shock that may occur in *Oil Prices* will make faster error-correcting adjustment than a negative shock.

Keywords: Oil Prices; Asymmetric Price Transmission; M-TAR Cointegration

Giriş

Pek çok ülke için petrol fiyat değişimleri dışsal değişken niteliğindedir ve bu değişimlerin yurtiçi fiyatlarına geçiş etkisinin miktarı ve süresi akademide, politika çevrelerinde ve iş dünyasında tartışılan bir konu olmaktadır (Abdulai, 2002; Hooker, 2002; Chen, 2009; Gao, Kim ve Saba, 2014). Üretimde önemli bir girdi olarak kullanılan petrolün fiyat değişimi, maliyetleri ve zincirleme olarak nihai ürün fiyatlarını etkilemektedir. Böylece değişen petrol fiyatlarından tüketici fiyatlarına bir aktarım gerçekleşmektedir. Bu çalışmada petrol tüketiminin %93'ünü (T.C. Petrol İşleri Genel Müdürlüğü, 2017) ithal eden Türkiye'nin, fiyatlar seviyesi harcama grupları bazında petrol fiyat değişimlerinden farklı etkilenip etkilenmediği incelenmektedir.

Petrolde dışa bağımlı ülkelerde petrol fiyatları yükseldiğinde, kârlarını korumak isteyen yerli akaryakıt işletmecileri fiyatları arttıracaktır. Bu fiyat artışları, yaşam maliyetlerini ve önemli ölçüde petrol ürünleri tüketen hane halkını, dolayısıyla tüketici fiyatlarını arttırıcı yönde etkileyecektir. Fakat petrol fiyatlarındaki düşüş, akaryakıt işletmecilerini, kâr güdüleri sebebiyle aynı oranda bir düşüşe yöneltemeyecektir. Dolayısıyla; petrolün rekabetçi olmayan piyasaya sahip olması, piyasa gücünün yüksek olması ve menü maliyetleri ortaya çıkarması gibi sebeplerle, petrol fiyatlarındaki artış ve azalışların, tüketici fiyatları üzerinde geçiş etkisi asimetrik fiyat aktarımını ortaya koymaktadır (Hamilton, 1983; Brown ve Yücel, 1999; Cunado ve Perez de Gracia, 2005; İbrahim ve Chancharoenchai, 2014; Long ve Liang, 2018).

Literatüre bakıldığında petrol fiyatları ve enflasyon arasındaki ilişkiyi ya da fiyat aktarımını inceleyen birçok çalışma vardır. Bu çalışmaların sonuçları seçilen ülkelere, kurulan modele, seçilen döneme ve tahmin yöntemine göre farklılık göstermektedir. LeBlanc ve Chinn (2004), Cunado ve Perez de Gracia (2005), Cologni ve Manera (2008), Tang, Wu ve Zhang, (2010), Du, He ve Wei, (2010), Chou ve Tseng (2011), İbrahim ve Chancharoenchai (2014) gibi çalışmalar petrol fiyatlarının enflasyon üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkisi olduğunu söylerken; Chen (2009), Umar ve Abdulhakeem (2010), Rafee ve Hidhayathulla (2015), Akçelik ve Ögünç (2016) ve Sek (2017) petrol fiyatlarının etkisinin sınırlı olduğunu belirtmektedirler. Petrol fiyatlarından tüketici fiyatlarına doğru gerçekleşen aktarım; artan ulaşım maliyetleri ile nihai tüketiciye, üretim sürecinde artan girdi maliyetleri ile nihai mal ve servis fiyatlarına şeklinde olacaktır. Bu sebeple, petrol fiyat değişimi Tüketici Fiyat Endeksi'ni (TÜFE) etkileyeceği gibi, değişimin TÜFE alt harcama grupları üzerinde de farklı etkileri olacaktır (Chou ve Tseng, 2011; İbrahim ve Chancharoenchai, 2014; Gao vd., 2014; Yoshizaki ve Haomori, 2014; Zhou vd., 2017; Abdulkabir vd., 2019).

Türkiye için fiyat aktarımını inceleyen Berument ve Taşçı (2002), 1990 yılı girdi çıktı tablosu yardımıyla ham petrol fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkisinin sınırlı olduğunu göstermekteyken Öksüzler ve İpek (2011), Mercan, Peker ve Göçer (2015) ve Karacan ve Yardım Kılıçkan (2018) bu etkinin arttırıcı yönde olduğu sonucuna ulaşmaktadırlar. Utkulu ve Ekinci (2015) ve Erkuş ve Karamelikli (2016), 2003-2015 yılları arası verilerle Türkiye'deki fiyat aktarımının asimetrik olduğu ve pozitif fiyat

şoklarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu; fakat negatif fiyat şoklarının istatistiksel olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşmaktadır. Özata (2019) ise 2003-2018 yılları arası verilerle çalıştıklarında asimetrik fiyat aktarımının negatif ve pozitif fiyat şoklarının her ikisinin de anlamlı olduğunu göstermektedir.

Bu çalışmanın önemi; Türkiye için varlığı istatistiki olarak gösterilmiş dünya *Petrol Fiyatları* ve *TÜFE* arasındaki asimetrik fiyat aktarımının, TL bazlı petrol fiyat değişiminin *TÜFE* alt harcama grupları arasında da farklılık gösterip göstermediğinin ortaya konmasıdır. 1994-2019 yılları arası aylık verilerle *TÜFE* ve alt harcama grupları ile *Petrol Fiyatları* arasındaki uzun dönemli ilişki; eşik otoregresif (Threshold Autoregressive, TAR) ve momentum eşik otoregresif (Momentum Threshold Autoregressive, M-TAR) modelleri ile incelenmektedir.

TAR ve M-TAR model sonuçlarına göre *Petrol Fiyatları* ile *TÜFE* ve alt harcama grupları arasında uzun dönemli asimetrik ilişkinin varlığı literatürü desteklerken 10 harcama grubu arasından *Sağlık*, *Mobilya Ev Aletleri* ve *Ev Bakım Hizmetleri* dışındaki diğer tüm harcama gruplarında bu ilişki istatistiki olarak anlamlı bulunmaktadır. Genel *TÜFE* ve *Gıda*, *İçki* ve *Tütün* harcama grubu dışındaki diğer tüm harcama grupları için pozitif sapmalar negatif sapmalardan mutlak değerce büyük olarak bulunduğundan *Petrol Fiyatlarında* meydana gelebilecek pozitif bir şokun negatif şoka göre daha hızlı hata düzeltme ayarlaması yapacağı sonucuna ulaşılmaktadır.

Çalışmanın giriş bölümünü takiben ikinci bölümde veri seti ve kullanılan TAR ve M-TAR modelleri açıklanmaktadır. Üçüncü bölümde ise *Petrol Fiyatları* ile *TÜFE* ve alt harcama grupları arasındaki fiyat aktarımına ilişkin analizlere yer verilmektedir. Dördüncü bölümde de sonuçlar yer almaktadır.

Veri ve Yöntem

Çalışmada, petrol fiyatları ile Türkiye'nin *TÜFE* ve harcama gruplarına göre fiyat endeksleri arasındaki uzun dönemli asimetrik ilişkisinin incelenmesi amacı ile 1994:01-2019:12 yılları arası aylık veriler⁴ kullanılmaktadır. *TÜFE* harcama grupları; *Gıda İçki ve Tütün*; *Giyim ve Ayakkabı*; *Konut, Su, Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlar*; *Mobilya, Ev Aletleri ve Ev Bakım Hizmetleri*; *Sağlık*; *Ulaştırma*; *Eğlence ve Kültür*; *Eğitim*; *Lokanta ve Oteller* ve *Çeşitli Mal ve Hizmetler* olarak toplamda 10 alt grupta incelenmektedir. *TÜFE* ve harcama grupları (P_t^Y) Türkiye İstatistik Kurumundan ve Brent petrol fiyatı (P_t^X) varil/dolar cinsinden Amerika Birleşik Devletleri St. Louis merkez bankası internet sitesinden (Federal Reserve Economic Data, FRED) derlenmiştir. Dolar cinsinden petrol fiyatları, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden elde edilen döviz kuru fiyatları ile Türk lirasına (varil/TL) çevrilmiştir. Analizler kapsamında tüm değişkenlerin logaritması kullanılmıştır.

Enders ve Siklos (2001) çalışmasını takiben, *TÜFE* ve alt harcama grupları ile petrol fiyatları arasındaki doğrusal ilişki (1) numaralı denklemdeki gibi modellenir:

$$P_t^Y = \alpha + \beta P_t^X + e_t \quad (1)$$

Burada P_t^Y ve P_t^X değişkenlerinin eşbütünleşme dereceleri I(1) ve e_t , I(0) ise eşbütünleşmenin var olduğu kabul edilir (Engle ve Granger, 1987). α ve β parametre, e_t

⁴ *TÜFE* ve alt harcama grup verilerinde 1994 temel yılı baz alınmıştır.

birbirini takip eden değerleri ilişkili olabilir hata terimidir. Eşbütünleşmenin olmadığı yokluk hipotezinin reddedilmesi, e_t 'nin, ortalaması sıfır ve sabit varyanslı bir hata terimi olduğunu gösterir. Yukarıdaki model parametreleri en küçük kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edildikten sonra hata terimleri ile (2) ve (3) numaralı denklemde verilen model kurulmaktadır:

$$\Delta e_t = \rho_1 e_{t-1} I_t + \rho_2 e_{t-1} (1 - I_t) + \sum_i^p \gamma_i \Delta e_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } e_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{eğer } e_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (3)$$

Burada μ_t beyaz gürültülü hata terimi olup e_{t-1} ve Δe_{t-i} 'den bağımsızdır. I_t gösterge fonksiyonu, p gecikme sayısı, ρ_1, ρ_2, γ parametreler ve τ eşik değeridir. Denklem (2) ve (3) TAR modeli olarak adlandırılmaktadır. I_t gösterge fonksiyonunda e_{t-1} 'in değişim değerleri kullanıldığında TAR modeli M-TAR modeline dönüşmektedir.

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \Delta e_{t-1} \geq \tau' \\ 0 & \text{eğer } \Delta e_{t-1} < \tau' \end{cases} \quad (4)$$

Burada τ' momentum TAR modeli için eşik değeridir. Denklem (2) ve (4) kullanılarak oluşturulan model M-TAR modeli olarak adlandırılır. Seride büyük bir değişim mevcut ise ve özellikle politika yapıcıları bu değişimi yumuşatmak istiyorsa M-TAR modelinin kullanılması yararlı olacaktır (Enders ve Siklos, 2001, s. 168). Bununla birlikte M-TAR modelinde düşüşler TAR'a göre daha keskin ve belirgin olmaktadır.

Genel olarak τ ve τ' 'nin değeri bilinmemektedir ve ρ_1 ve ρ_2 değerleriyle birlikte tahmin edilmesi gerekmektedir. Literatür incelendiğinde çalışmaların büyük bir kısmı, değeri bilinmeyen τ ve τ' için sıfır değerini kullanmaktadır. Fakat eşik değeri τ ve τ' , Chan (1993) tarafından önerilen prosedürle hata kareler toplamını en küçük yapan ρ_1 ve ρ_2 değerleriyle birlikte tutarlı bir şekilde tahmin edilebilir. e_t 'nin durağanlığı için gerekli ve yeterli koşul olarak τ ve τ' nün herhangi bir değeri için $\rho_1 < 0, \rho_2 < 0$ ve $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ verilebilir (Petrucci ve Woolford, 1984). Bu şekilde bulunan τ' değeri gösterge fonksiyonu (4)'de kullanılarak denklem (2) tahmin edildiğinde tutarlı M-TAR modeli elde edilmektedir (Enders ve Siklos, 2001, s. 167). Chan (1993) prosedürüyle bulunan τ değeri gösterge fonksiyonu (3)'te kullanılarak denklem (2) tahmin edildiğinde ise tutarlı TAR modeli elde edilmektedir.

Serilerin uzun dönem birlikte hareketlerine diğer bir ifade ile eşbütünleşme ilişkilerine ve asimetric ayarlamalarına dair bilgiler iki farklı istatistik ile test edilebilir. İlk test serilerin eşbütünleşik olmadığı yokluk hipotezine sahip ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$) F istatistiği ile test edilir ve Φ ile gösterilir. Bu istatistik standart bir dağılım takip etmemektedir. Bu yüzden Enders ve Siklos (2001) tarafından üretilen kritik değerlerin kullanılması gerekmektedir. İkinci test, simetrik ayarlamının (symmetrical adjustment) olduğu yokluk hipotezine sahip ($H_0: \rho_1 = \rho_2$) standart F test istatistiğidir. Burada, yokluk hipotezinin reddedilmesi asimetric düzeltme sürecinin varlığını göstermektedir.

Araştırma Bulguları

TÜFE harcama grupları ve petrol fiyatları arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi ve asimetric fiyat aktarımına geçmeden önce serilerin bütünleşme derecelerinin tespiti

Tablo 1. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

<i>Değişkenler</i>	<i>Düzye</i>		<i>Birinci Sıra Fark</i>	
	ADF	PP	ADF	PP
<i>Brent</i>	1,434 (0,962)	1,531 (0,969)	-12,973*** (0,000)	-12,942*** (0,000)
<i>TÜFE</i>	0,696 (0,865)	3,561 (0,999)	-2,660*** (0,007)	-4,548*** (0,000)
<i>Gıda, İçki ve Tütün</i>	1,284 (0,949)	4,158 (1,000)	-2,621*** (0,008)	-7,441*** (0,000)
<i>Giyim ve Ayakkabı</i>	0,357 (0,787)	3,440 (0,999)	-3,416*** (0,000)	-13,449*** (0,000)
<i>Konut, Su, Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlar</i>	1,446 (0,963)	3,619 (0,999)	-2,243** (0,024)	-3,785*** (0,000)
<i>Mobilya, Ev Aletleri ve Ev Bakım Hizmetleri</i>	2,486 (0,997)	3,406 (0,999)	-3,091*** (0,002)	-5,397*** (0,000)
<i>Sağlık</i>	0,012 (0,685)	3,166 (0,999)	-2,073** (0,036)	-12,056*** (0,000)
<i>Ulaştırma</i>	1,967 (0,988)	3,478 (0,999)	-3,465*** (0,000)	-9,524*** (0,000)
<i>Eğlence ve Kültür</i>	2,116 (0,992)	3,058 (0,999)	-3,228*** (0,001)	-7,918*** (0,0000)
<i>Eğitim</i>	0,810 (0,886)	3,523 (0,999)	-1,868* (0,058)	-13,053*** (0,000)
<i>Lokanta ve Oteller</i>	1,440 (0,963)	3,881 (1,000)	-2,726*** (0,006)	-4,179*** (0,000)
<i>Çeşitli Mal ve Hizmetler</i>	0,993 (0,915)	3,564 (0,999)	-2,810*** (0,005)	-11,224*** (0,000)

*, **, ***: sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde yokluk hipotezi reddedilmektedir.

Parantez içerisindeki değerler *p* değerlerini vermektedir.

ADF ve PP birim kök testinde sabit terimsiz ve trendsiz model kullanılmıştır.

için Genişletilmiş Dickey-Fuller (Dickey ve Fuller, 1979, Augmented Dickey Fuller, ADF) ve Phillips–Perron (Phillips ve Perron, 1988, PP) birim kök testleri kullanılmıştır. Seriler “birim köke sahiptir” yokluk hipotezli birim kök test sonuçları Tablo 1’de verilmektedir.

ADF ve PP birim kök testleri düzeydeki serilere uygulandığında hiçbir seri için yokluk hipotezinin reddedilemediği ve serilerin düzeyde durağan olmadıkları söylenebilir. Düzeyde durağan olmayan serilerin birinci sıra farklarına yeniden birim kök testi uygulandığında yokluk hipotezlerinin reddedildiği; petrol fiyatı, TÜFE ve harcama gruplarının birinci sıra fark durağan olduğu görülmektedir.

TÜFE harcama grupları ve *Petrol Fiyatları* arasındaki eşik eşbütünlüğe ve asimetric fiyat aktarımının incelenmesi amacıyla kurulan TAR, M-TAR, tutarlı TAR ve tutarlı M-TAR modelleri tahminleri sırasıyla Tablo 2, 3, 4 ve 5’te verilmektedir^{5,6}. Dört modelde yer alan değişkenlerin gecikme uzunlukları BIC’e (Bayesyen Bilgi Kriteri, Bayesian Information Criteria) göre belirlenmiştir. TAR ve M-TAR modellerinde kullanılan eşik değerleri τ ve τ' , sıfır olarak alınırken, tutarlı TAR ve tutarlı M-TAR modellerinde τ ve τ' eşik değerleri hata kareleri toplamını en küçük yapan ρ_1 ve ρ_2 değerleriyle birlikte tahmin edilmektedir.

İlk olarak; *Petrol Fiyatları* ile TÜFE ve alt harcama grupları arasında uzun dönem ilişkinin varlığı $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ yokluk hipotezli Φ istatistiği ile test edilmektedir. Tablo 2 ve 3’te TAR modelinde *Sağlık; Eğlence ve Kültür*, M-TAR modelinde *Sağlık* dışındaki tüm harcama grupları için yokluk hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir⁷. Bu gruplar dışında *Petrol Fiyatları* ile harcama grupları arasında eşik değerli uzun dönem ilişkisinden söz edilmektedir. Uzun dönem dengede, ayarlamının simetrik mi asimetric mi olduğu $H_0: \rho_1 = \rho_2$ yokluk hipotezi altında, F istatistiği ile test edilmektedir⁸. Buna göre, TAR modelinde tüm harcama grupları, M-TAR modelinde *Eğitim* haricinde tüm gruplar için yokluk hipotezi reddedilememektedir. Diğer bir ifadeyle *Petrol Fiyatları* ile harcama grupları arasında *Eğitim* dışında asimetric ilişki bulunmamaktadır.

Chan (1993) prosedürüyle tahmin edilen eşik değerli tutarlı model tahminlerinin, verilere diğer modellerden daha iyi uyduğu gösterilmektedir (bk.: Abdulai, 2002; Enders ve Siklos, 2001 ve Enders ve Granger, 1998). Bu çalışmada da, Tablo 2, 3, 4 ve 5’teki en uygun modelin seçiminde model seçme kriterlerinden AIC (Akaike Bilgi Kriteri, Akaike Information Criteria) kullanıldığında tutarlı TAR ve M-TAR modellerinin daha uygun olduğu görülmektedir. *Gıda, İçki ve Tütün* harcama grubu için tutarlı TAR modeli en küçük AIC’ye sahipken diğer tüm harcama grupları için en küçük AIC’ye sahip olan ve uygun olan model tutarlı M-TAR modelidir.

⁵ Modellerin parametre tahmininde *Rats 8.0* paket programı kullanılmıştır.

⁶ Dolar cinsinden petrol fiyatlarıyla da analizler yapılmış; fakat Türk lirasına çevrilmiş petrol fiyatlarının kullanımıyla yapılan analizler diğerine göre daha anlamlı sonuçlar vermiştir. Bu sonuçlar yazarlardan istenilebilir.

⁷ Ender ve Siklos (2001) kritik değerleri kullanılmıştır.

⁸ Standart F dağılım tablosu kullanılmıştır.

Tablo 2. Eşik Eşbütünleşme Modeli Parametre Tahmin Sonuçları

	<i>TÜFE</i>	<i>Gıda, İçki ve Tütün</i>	<i>Giyim ve Ayakkabı</i>	<i>Konut, Su, Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlar</i>	<i>Mobilya, Ev Aletleri ve Ev Bakım Hizmetleri</i>	<i>Sağlık</i>	<i>Ulaştırma</i>	<i>Eğlence ve Kültür</i>	<i>Eğitim</i>	<i>Lokanta ve Oteller</i>	<i>Çeşitli Mal ve Hizmetler</i>
ρ_1	-0,067** (-2,888)	-0,062** (-2,740)	-0,047** (-2,293)	-0,074** (-2,929)	-0,058** (-2,784)	-0,038** (-2,053)	-0,065** (-2,864)	-0,043** (-2,391)	-0,086** (-3,042)	-0,051** (-2,254)	-0,059** (-2,701)
ρ_2	-0,064** (-2,385)	-0,085** (-3,025)	-0,067** (-2,754)	-0,089** (-2,883)	-0,053** (-2,338)	-0,029 (-1,526)	-0,046 (-1,863)	-0,035** (-1,855)	-0,088** (-2,966)	-0,087** (-2,935)	-0,046** (-1,912)
Φ	6,794**	8,014**	6,133**	8,090**	6,414**	3,171	5,719**	4,555	8,637**	6,400**	5,378**
F	0,007	0,419	0,388	0,137	0,030	0,119	0,333	0,106	0,002	1,021	0,192
<i>Gecikme</i>	2	2	7	2	3	7	2	2	2	4	2
<i>AIC</i>	169,826	197,070	165,135	236,291	86,017	154,048	135,409	71,229	372,175	211,066	146,561

*, **, ***: sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde yokluk hipotezi reddedilmektedir.

Parantez içerisindeki değerler t istatistik değerlerini vermektedir.

Tablo 3. Momentum Eşik Eşbütünleşme Modeli Parametre Tahmin Sonuçları

	<i>TÜFE</i>	<i>Gıda, İçki ve Tütün</i>	<i>Giyim ve Ayakkabı</i>	<i>Konut, Su, Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlar</i>	<i>Mobilya, Ev Aletleri ve Ev Bakım Hizmetleri</i>	<i>Sağlık</i>	<i>Ulaştırma</i>	<i>Eğlence ve Kültür</i>	<i>Eğitim</i>	<i>Lokanta ve Oteller</i>	<i>Çeşitli Mal ve Hizmetler</i>
ρ_1	-0,082** (-3,262)	-0,082** (-3,225)	-0,074** (-3,284)	-0,099** (-3,467)	-0,066** (-3,023)	-0,051** (-2,704)	-0,073** (-3,055)	-0,056** (-3,158)	-0,136** (-4,715)	-0,069** (-2,674)	-0,069** (-2,969)
ρ_2	-0,050** (-2,012)	-0,061** (-2,430)	-0,038 (-1,721)	-0,063** (-2,327)	-0,045** (-2,106)	-0,017 (-0,899)	-0,040 (-1,671)	-0,019 (-1,053)	-0,038 (-1,310)	-0,058** (-2,298)	-0,038 (-1,678)
Φ	7,224**	7,973**	6,630**	8,460**	6,628**	3,966	6,035**	5,519**	11,781**	5,922*	5,756**
F	0,829	0,341	1,345	0,839	0,4401	1,675	0,943	1,979	5,953**	0,101	0,924
<i>Gecikme</i>	2	2	7	2	3	7	2	2	2	4	2
<i>AIC</i>	168,994	197,149	164,152	235,580	85,601	152,449	134,793	69,337	366,205	212,002	145,821

*, **, ***. sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde yokluk hipotezi reddedilmektedir.

Parantez içerisindeki değerler t istatistik değerlerini vermektedir.

Tablo 4 ve 5'te; tutarlı TAR ve tutarlı M-TAR modelleri ile asimetrik uzun dönemli ilişkinin varlığı test edildiğinde *Sağlık* grubu dışındaki bütün harcama gruplarında uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilmektedir. Eşik değerinin sıfır olduğu modellerde olduğu gibi ortak sonuç *Sağlık* grubu ile *Petrol Fiyatları* arasında uzun dönemde ilişkinin varlığı istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmamaktadır. Uzun dönem asimetrik ayarlamasının varlığı test edildiğinde, tutarlı TAR modelinde *Gıda, İçki ve Tütün; Eğitim; Lokanta ve Oteller* harcama gruplarında asimetrik ilişki tespit edilirken; tutarlı M-TAR modelinde ise *Gıda İçki ve Tütün; Mobilya Ev Aletleri ve Ev Bakım Hizmetleri* dışında diğer tüm harcama gruplarında asimetrik ilişki görülmektedir. Burada dikkat çeken nokta *Gıda, İçki ve Tütün* harcama grubu için tutarlı M-TAR modeli asimetrik uzun dönem ilişkisi bulamazken tutarlı TAR modelinin bulmasıdır. TAR modelinin bir serideki asimetrik “derin” hareketleri yakaladığı biliniyorken, *Gıda, İçki ve Tütün* ile *Petrol Fiyatları* arasındaki uzun dönemli ilişkinin derin olduğu söylenebilir.

ρ_1 ve ρ_2 ayarlama hızı tahminleri için her ikisi de negatif (gerekli koşul) ise model yakınsamayı gösterir (Enders ve Siklos, 2001). ρ_1 pozitif sapmaları ρ_2 negatif sapmaları vermektedir. Bir zaman serisinin negatif derinliği ($|\rho_1| < |\rho_2|$), ortalamaya veya trende göre negatif çarpıklık sergilediği anlamına gelir (Sichel, 1993). Tablo 4'te tüm harcama gruplarında ρ_1 ve ρ_2 ayarlama hızı katsayıları negatif bulunduğu için modellerin yakınsama özelliği gösterdiği söylenebilir. Fakat tutarlı TAR modelinde en küçük AIC'ye sahip olan sadece *Gıda, İçki ve Tütün* modeli dikkate alınacaktır. *Gıda, İçki ve Tütün* harcama grubu için uzun dönemli asimetrik ilişki vardır ve mutlak değerce ρ_2 'in ρ_1 'den büyük olması ($|-0,053| < |-0,127|$) *Petrol Fiyatlarındaki* negatif sapmaların pozitif sapmalardan daha çabuk yakınsayacağı anlamına gelmektedir.

Tablo 4. Tutarlı Eşik Eşbütünleşme Modeli Parametre Tahmin Sonuçları

	<i>TÜFE</i>	<i>Gıda, İçki ve Tütün</i>	<i>Giyim ve Ayakkabı</i>	<i>Konut, Su, Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlar</i>	<i>Mobilya, Ev Aletleri ve Ev Bakım Hizmetleri</i>	<i>Sağlık</i>	<i>Ulaştırma</i>	<i>Eğlence ve Kültür</i>	<i>Eğitim</i>	<i>Lokanta ve Oteller</i>	<i>Çeşitli Mal ve Hizmetler</i>
τ	0,2927	-0,2527	-0,2671	-0,2600	0,2896	0,2715	0,1572	0,1705	-0,3154	0,2023	0,2667
ρ_1	-0,082** (-3,208)	-0,053** (-2,576)	-0,045** (-2,361)	-0,069** (-3,035)	-0,072** (-3,090)	-0,051** (-2,502)	-0,076** (-3,252)	-0,052** (-2,819)	-0,058** (-2,327)	-0,039* (-1,733)	-0,069** (-2,847)
ρ_2	-0,052** (-2,123)	-0,127** (-3,644)	-0,081** (-2,809)	-0,111** (-2,936)	-0,043** (-2,154)	-0,021 (-1,179)	-0,036 (-1,510)	-0,026 (-1,453)	-0,153** (-4,229)	-0,101** (-3,558)	-0,041* (-1,871)
Φ	7,183**	9,632**	6,510**	8,498**	6,866**	3,768	6,304**	5,005*	11,228**	7,436**	5,686*
F	0,750	3,498**	1,114	0,910	0,898	1,287	1,461	0,982	4,906**	3,015**	0,789
<i>Gecikme</i>	2	2	7	2	3	7	2	2	2	4	2
<i>AIC</i> ⁺	169,074	193,972	156,608	235,508	85,137	152,847	134,270	70,344	367,247	209,045	145,957

* , ** , ***: sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde yokluk hipotezi reddedilmektedir.

Parantez içerisindeki değerler t istatistik değerlerini vermektedir.

⁺: Koyu işaretlenmiş değerler bu kritere göre seçilen modelleri göstermektedir.

Tablo 5. Tutarlı Momentum Eşik Eşbütünleşme Modeli Parametre Tahmin Sonuçları

	<i>TÜFE</i>	<i>Gıda, İçki ve Tütün</i>	<i>Giyim ve Ayakkabı</i>	<i>Konut, Su, Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlar</i>	<i>Mobilya, Ev Aletleri ve Ev Bakım Hizmetleri</i>	<i>Sağlık</i>	<i>Ulaştırma</i>	<i>Eğlence ve Kültür</i>	<i>Eğitim</i>	<i>Lokanta ve Oteller</i>	<i>Çeşitli Mal ve Hizmetler</i>
τ'	-0,0515	-0,0384	-0,0381	-0,0575	0,0583	0,0403	-0,0454	-0,0386	0,0017	-0,0423	-0,0363
ρ_1	-0,086** (-4,315)	-0,088** (-4,098)	-0,088** (-4,549)	-0,103** (-4,628)	-0,099** (-2,937)	-0,069** (-2,911)	-0,085** (-4,471)	-0,055** (-3,840)	-0,137** (-4,746)	-0,084** (-3,898)	-0,077** (-4,016)
ρ_2	0,006 (0,159)	-0,033 (-1,047)	0,007 (0,281)	0,002 (0,048)	-0,045** (-2,587)	-0,018 (-1,123)	0,041 (1,169)	0,022 (0,791)	-0,038 (-1,301)	-0,012 (-0,370)	0,007 (0,230)
Φ	9,322**	8,892**	10,503**	10,732**	7,509**	4,758	10,638**	7,656**	11,871**	7,643**	8,113**
F	4,846**	2,090	8,791**	5,156**	2,133	3,227**	9,825**	6,132**	6,124**	3,412**	5,481**
<i>Gecikme</i>	2	2	7	2	3	7	2	2	2	4	2
AIC^+	164,963	195,385	156,608	231,249	83,888	150,863	125,949	65,186	366,035	208,644	141,252

*, **, ***: sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde yokluk hipotezi reddedilmektedir.

Parantez içerisindeki değerler t istatistik değerlerini vermektedir.

+: Koyu işaretlenmiş değerler bu kritere göre seçilen modelleri göstermektedir.

Tutarlı M-TAR modelinin *Gıda, İçki ve Tütün* dışındaki tüm harcama grupları için en küçük AIC'ye sahip olduğundan daha uygun model olduğu söylenebilir. Tablo 5'te ρ_1 ve ρ_2 nokta tahminleri işaret ve istatistiksel anlamlılıkları bakımından farklıdır. ρ_1 tahminlerinin hepsi negatif ve istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde anlamlıyken, ρ_2 tahmin değerleri *Gıda İçki ve Tütün; Mobilya, Ev Aletleri ve Ev Bakım Hizmetleri; Sağlık; Eğitim; Lokanta ve Oteller* harcama grupları için negatiftir ve sadece *Mobilya, Ev Aletleri ve Ev Bakım Hizmetleri* dışındakiler istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde anlamsızdır. Tablo 5 sonuçları özetlenecek olursa; Harcama gruplarından *Sağlık; Eğitim; Lokanta ve Oteller; Mobilya, Ev Aletleri ve Ev Bakım Hizmetleri* için pozitif ve negatif sapmalar uzun dönemde dengeye gelmektedir. Tutarlı M-TAR modelin geçerli olduğu tüm harcama grupları ve genel TÜFE için $|\rho_1| > |\rho_2|$ olması; *Petrol Fiyatlarında* meydana gelebilecek pozitif şok ayarlamalarının negatif şok ayarlamalarına göre daha hızlı dengeye geri döneceğini göstermektedir.

Sonuç

Bu çalışma dünya petrol fiyatlarında meydana gelebilecek değişimlerin, Türkiye'de yerel fiyatlar üzerindeki etkisini ölçen asimetrik fiyat aktarım mekanizmasını 1994-2019 yılları arası aylık veriler ile incelemektedir. Türkiye'nin enerjide dışa bağımlılığı göz önünde bulundurulduğunda, petrol fiyatlarındaki artış ve azalışlar TÜFE üzerinde etkili olurken, alt harcama grupları üzerindeki etkileri farklılık yaratabilecektir. Bu sebeple, söz konusu asimetrik fiyat aktarımını TÜFE alt harcama grupları bazında incelemek için Enders ve Siklos'un (2001) önerdiği, serideki mümkün asimetrik derin hareketleri yakalayabilen TAR ve asimetrik keskin hareketleri yakalayabilen M-TAR modelleri kullanılmaktadır.

Serilerin farklı özelliklerini yakalayabilen TAR ve M-TAR modellerinden, petrol fiyat değişimlerinin uzun dönemde TÜFE ve 10 farklı harcama grupları üzerine etkisinde sıfır eşik değeri yerine, tahminlerinin kullanıldığı tutarlı TAR ve M-TAR modellerinin uygun olduğu sonucuna varılmaktadır. Belirlenen modeller, literatürü destekler nitelikte (Brown ve Yücel, 1999; Cunado ve Perez de Gracia, 2005; İbrahim ve Chancharoenchai, 2014; Özata, 2019), petrol fiyatları ile TÜFE arasında uzun dönemli asimetrik ilişki bulmakta, harcama gruplarında yine literatürde olduğu gibi bu durumun farklılaştığı görülmektedir (Chou ve Tseng, 2011; İbrahim ve Chancharoenchai, 2014; Gao vd., 2014; Yoshizaki ve Haomori, 2014). Bulunan uzun dönemli asimetrik ilişki, rekabetçi olmayan bir piyasaya sahip petrol için beklenen bir sonuçken; asimetrik aktarımın sebebi; petrol fiyat artışlarının, üreticilerin girdi maliyetlerine hemen aktarması, petrol fiyatı düşüşlerinde ise bu aktarımın daha geç gerçekleşmesidir.

Petrol Fiyatları ile TÜFE ve alt harcama grupları arasında uzun dönemli asimetrik ilişkinin varlığı Φ ve F istatistikleri ile test edildiğinde; *Mobilya, Ev Aletleri ve Ev Bakım Hizmetleri* ve *Sağlık* harcama grupları ile petrol fiyatları arasında ilişki bulunmazken, diğer alt harcama gruplarından *Giyim ve Ayakkabı; Konut, Su, Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıtlar; Ulaştırma; Eğlence ve Kültür; Eğitim; Lokanta ve Oteller ve Çeşitli Mal ve Hizmetler* harcama grupları ve genel TÜFE ile petrol fiyatları arasında uzun dönemli "keskin" asimetrik ilişki tespit edilmektedir. Bu ilişkide pozitif sapmaların negatif sapmalardan mutlak değerce büyük bulunması, uzun dönemde petrol fiyatlarında oluşabilecek ani ve keskin pozitif fiyat hareketlerin geçerli harcama grupları üzerindeki fiyat geçiş etkisinin daha hızlı olacağını göstermektedir. Ülkemizde petrolün yüksek oranda ulaşım sektöründe ana girdi olarak kullanılması bu sektörlerin petrol fiyat

değişimlerinden daha çabuk etkilenmesinin bir sonucudur. Ayrıca bu sektörlerin petrol ürünlerini ve petrol fiyatına endeksli malları ana girdi olarak kullanması ani değişimlerden etkilenmesinin diğer bir sebebidir. Diğer taraftan *Gıda, İçki ve Tütün* harcama grubu ile petrol fiyatları arasında uzun dönemli “derin” asimetrik ilişki olduğu ve negatif sapmaların pozitif sapmalara göre daha hızlı dengeye getireceğini göstermektedir.

Kaynaklar

- Abdulai, A. (2002). Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the swiss pork market. *Applied Economics*, 34(6), 679-687.
- Abdulkabir, N. A., Mohammed, M., Jibrin, M. T. and Jiddah, M. A. (2019). How distortionary are oil price shocks to consumer prices? Empirical evidence from Nigeria using dynamic co-integration models. *Journal of Economics, Management and Trade*, 22(5), 1-13.
- Akçelik, F. ve Öğünç, F. (2016). Pass-through of crude oil prices at different stages in Turkey. *Central Bank Review*, 16, 41-51.
- Berument, H. and Taşçı, H. (2002), Inflationary effect of crude oil prices in Turkey. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 316, 568-580.
- Brown, S. P. A. and Yücel, M. K. (1999). Oil prices and U.S. aggregate economic activity: a question of neutrality. *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, Second Quarter, 16–23.
- Chan, K. S. (1993, March). Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *The Annals of Statistics*, 21(1), 520-533.
- Chen, S. (2009). Oil price pass-through into inflation. *Energy Economics*, 31, 126-133.
- Chou, K. and Tseng, Y. (2011). Pass-through of oil prices to CPI inflation in Taiwan. *International Research Journal of Finance and Economics*, 69, 73-83.
- Cologni, A. ve Manera, M. (2008). Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries. *Energy Economics*, 30(3), 856-888.
- Cunado, J. and Perez de Gracia, F. (2005). Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 45, 65-83.

- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979, June). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a Unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Du, L., He, Y. and Wei, C. (2010). The relationship between oil price shocks and China's macro-economy: an empirical analysis. *Energy Policy*, 38(8), 4142-4151.
- Enders, W. and Granger, C. W. J. (1998). Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(3), 304-311.
- Enders, W. and Siklos, P. L. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166-176.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Erkuş, S. ve Karamelikli, H. (2016). Türkiye'de tüketici fiyatları ile ham petrol fiyatları arasındaki ilişkinin asimetrik analizi. *Conference on Business and Economics IV (ECBE)*.
- Gao, L., Kim, H. and Saba, R. (2014). How do oil price shocks affect consumer prices?. *Energy Economics*, 45, 313-323.
- Hamilton, J. D. (1983). Oil and the macroeconomy since world war II. *Journal of Political Economy*, 91(2), 228-248.
- Hooker, M. A. (2002). Are oil shocks inflationary? asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(2), 540-561.
- İbrahim, M. H. and Chanchaoenchai, K. (2014). How inflationary are oil price hikes? A disaggregated look at thailand using symmetric and asymmetric cointegration model. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 19(3), 409-422.
- Karacan, R. ve Yardım Kılıçkan, Z. (2018). Türkiye'de enflasyonun, petrol fiyatları, döviz kuru açısından değerlendirilmesi. *Turkish Studies*, 13(23), 185-194.
- LeBlanc, M. and Chinn M. D. (2004, April). Do high oil prices presage inflation? The evidence from g-5 countries. *Palgrave Macmillan Journals*, 39(2), 38-48.
- Long, S. and Liang, J. (2018). Asymmetric and nonlinear pass-through of global crude oil price to China's PPI and CPI inflation. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 31(1), 240-251.

- Mercan, M., Peker, O. ve Göçer, İ. (2015). Ham petrol fiyat artışlarının enflasyonist etkisi: seçilmiş OECD ülkeleri için yapısal kırılmalı dinamik panel veri analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 16(2), 123-137.
- Öksüzler, O. ve İpek, E. (2011). Dünya petrol fiyatlarındaki değişimin büyüme ve enflasyon üzerindeki etkisi: Türkiye örneği. *Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(14), 15-34.
- Özata, E. (2019), Türkiye’de petrol fiyatlarından enflasyona asimetrik ve doğrusal olmayan geçişkenlik. *Optimum Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi*, 6(1), 17-32.
- Petruccelli, J. D. and Woolford, S. W. (1984, June). A Threshold AR (1) model. *Journal of Applied Probability*, 21(2), 270-286.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Rafee, B. M. and Hidhayathulla, A. (2015). Relationship between international crude oil price and the inflation Rate (CPI) in India from 2011 to 2014. *International Journal of Advanced Research*, 3, 242-250.
- Sek, S. K. (2017). Impact of oil price changes on domestic price inflation at disaggregated levels: evidence from linear and nonlinear ARDL modeling. *Energy*, 130, 204-217.
- Sichel, D. E. (1993). Business cycle asymmetry: a deeper look. *Economic Inquiry*, 31(2), 224-236.
- Tang, W., Wu, L. and Zhang, Z. (2010). Oil price shocks and their short- and long-term effects on the Chinese economy. *Energy Economics*, 32, 3-14.
- Türkiye Cumhuriyeti Petrol İşleri Genel Müdürlüğü, (2017), Türkiye’ de Petrol Üretimi, Erişim Tarihi: 16.05.2020, <https://www.petform.org.tr/arama-uretim-sektoru/turkiyede-petrol-uretimi>.
- Umar, G. and Abdulhakeem, K. A. (2010). Oil price shocks and the Nigeria economy: a variance autoregressive (VAR) model. *International Journal of Business and Management*, 5(8), 39-49.
- Utkulu, U. ve Ekinci, R. (2015). Uluslararası emtia fiyatlarından iç fiyatlara asimetrik ve doğrusal olmayan fiyat geçişkenliği: türkiye için nardl modeli bulguları. *Discussion Paper*, 15.
- Yoshizaki, Y. and Haomori, S. (2014). The effects of oil price shocks on expenditure category CPI. *Applied Economics*, 46(14), 1652-1664.

Zhou, D., Yu, H. and Li, Z. (2017). Effects of fluctuations in international oil prices on China's price level based on VAR model. *Journal of Discrete Mathematical Sciences and Cryptography*, 20(1), 125-135.