



BENZİN VE HAM PETROL FİYATLARI ARASINDAKİ ASİMETRİK İLİŞKİNİN ARAŞTIRILMASI^{1, 2}

Asymmetric Relationship between Crude Oil and Retail Gasoline Prices in Turkey

Dr. Öğr. Üyesi Aygül ANAVATAN

Pamukkale Üniversitesi, Ekonometri Bölümü, aanavatan@pau.edu.tr Denizli/Türkiye

Doç. Dr. Hamdi EMEÇ

Dokuz Eylül Üniversitesi, Ekonometri Bölümü, hamdi.emec@deu.edu.tr İzmir/Türkiye

Anavatan, A., Emeç, H. (2018). "Benzin ve Ham Petrol Fiyatları Arasındaki Asimetrik İlişkinin Araştırılması", International Journal of Academic Value Studies, Vol:4, Issue:22; pp:830-841

Makale Türü: Araştırma Makalesi

ARTICLE INFO

Article History

Makale Geliş Tarihi

Article Arrival Date

29/05/2018

Makale Yayın Kabul Tarihi

The Published Rel. Date

30/10/2018

Anahtar Kelimeler

Asimetrik Fiyat Aktarımı,
Eşik Eştümleşme, Asimetrik
Düzeltilme

Keywords:

Asymmetric Price
Transmission, Threshold
Cointegration, Asymmetric
Adjustment

ÖZ

Benzin fiyatlarının ham petrol fiyatlarında yaşanan artışların azalışlardan daha duyarlı olduğuna dair yaygın bir inanç bulunmaktadır. Bu çalışmanın amacı, uzun dönem ve kısa dönem asimetri testleri yapılarak Türkiye’de ham petroldeki fiyat değişikliklerine karşı dağıtım zincirinin perakende aşamasında benzin fiyatlarının verdiği tepkiyi günlük olarak incelemektir. Bu amaç doğrultusunda, ilk olarak fiyat serilerinin durağanlıkları ve doğrusallıkları incelenmiş ve serilerde doğrusal olmayan yapılar tespit edilmiştir. Ardından, aralarında eştümleşmenin var olup olmadığı iki aşamalı Engle-Granger doğrusal eştümleşme testi ve dört farklı doğrusal olmayan (eşik otoregresif-TAR, momentum eşik otoregresif-MTAR ve onların tutarlı olanları) eştümleşme testi ile sınanmıştır. Ham petrol ve perakende benzin fiyatları arasında uzun dönem asimetri için kanıt bulunmuş ve ham petrol fiyatındaki artışların, azalışlardan yaklaşık dört kat daha hızlı perakende benzin fiyatına aktarıldığı tespit edilmiştir. Kısa dönem asimetriyi incelemek için kullanılan eşik eştümleşmeli hata düzeltme modeli sonuçları ise ham petrol ve perakende benzin fiyatı arasında kalıp asimetrisinin olmadığını göstermiştir.

ABSTRACT

There is a common belief that gasoline prices are more responsive to crude oil price increases than decreases. The aim of this study is to investigate the reaction of gasoline prices in the retail stage of the distribution chain to price changes in crude oil on a daily basis in Turkey for the period 24.03.2005 and 26.06.2015 by conducting the long-term and the short-term asymmetry tests. Firstly, the stationarity and linearity of the price series were examined, and nonlinear structures in the series were detected. Then, whether there exists a cointegration between them was tested by the two-stage Engle-Granger linear cointegration test and four different nonlinear (threshold autoregressive-TAR, momentum threshold autoregressive-MTAR and their consistent counterparts) cointegration tests. The evidence for long-term asymmetry was found between the crude oil and the retail gasoline prices and it was determined that the increases in the crude oil prices were transmitted to the retail gasoline prices about four times faster than decreases. The results of the threshold error correction model used to analyze the short-term asymmetry showed that there was no pattern asymmetry between the crude oil and the retail gasoline prices.

1. GİRİŞ

2013 yılında Türkiye’nin birincil enerji arzının % 28’ini petrol oluşturmaktadır (Türkiye Petrolleri Strateji Geliştirme Daire Başkanlığı, 2015). Türkiye’de doğalgazdan sonra en yüksek tüketime sahip enerji kaynağı petrol olduğu için, petrol fiyatları tüketiciler için büyük önem taşımaktadır. Ham petrol fiyatları arttığında benzin fiyatlarının, azalışlara nazaran daha hızlı tepki verdiği yönünde güçlü bir inanç bulunmaktadır. Artış ve azalışlar için tepki süresinin farklı olması, tepkinin asimetrik olduğu anlamına gelmektedir. Bacon (1991)

¹ Bu çalışma, East Carolina Üniversitesi’nde Prof. Dr. Philip Rothman danışmanlığında yürütülmek üzere Türkiye Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Kurumu (TÜBİTAK) tarafından verilen 2214-A - Yurt Dışı Doktora Sırası Araştırma Burs Programı kapsamında desteklenen doktora tezimin (Anavatan, 2017) bir parçasıdır. Verdiği burstan dolayı TÜBİTAK’a teşekkürlerimi sunarım.

² Bu çalışmanın başka bir versiyonu, 18. Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu’nda sunulmuştur.

asimetrik tepkilerin bu türünü “roketler ve tüyler” etkisi olarak adlandırmaktadır. Benzin fiyatı, pozitif ham petrol fiyat şokları karşısında bir roket gibi yukarı fırlamakta ve negatif ham petrol fiyat şoklarından sonra bir tüy gibi aşağı inmektedir. Böylece şirketler geçici olarak yüksek bir kar düzeyine ulaşmaktadır. Bunun sebebi piyasa gücünü kullanan şirketlerin, fiyatları haksız bir biçimde maliyelere göre yüksek belirlemesidir.

Asimetrik Fiyat Aktarımı (Asymmetric Price Transmission-APT) literatürde dikkat çekmiştir. En çok görülen sınıflandırma pozitif karşılığında negatif APT'dir. Eğer bir fiyat (örneğin ekmek fiyatı) başka bir fiyattaki (örneğin buğday fiyatı) artışa, azalıştan hızlı tepki veriyorsa fiyat aktarımı pozitif asimetri olarak ifade edilir. Daha genel olarak, pozitif APT ile kârı kısıtlayan bir fiyat hareketi etkilenen ürünün fiyatına, kârı genişleten eşdeğer hareketten daha hızlı ya da tamamen aktarılır. Bunun tersine, kârı genişleten fiyat hareketleri, kârı kısıtlayan hareketlerden daha hızlı ya da bütünüyle aktarıldığında APT negatiftir. APT üzerine birçok çalışma, asimetrinin kaynağı için rekabetçi olmayan piyasa yapılarını göstermekte ve ayrıca, piyasa gücünün pozitif APT'ye yol açtığı sonucuna varmaktadır. Firmaların girdi ya da çıktı miktarları ve fiyatlarında değişim olduğunda ortaya çıkacak ayarlama ya da menü maliyetleri APT'nin diğer bir kaynağıdır. APT'nin diğer nedenleri arasında siyasi müdahale ve stok yönetimi yer almaktadır (Sun, 2011: 479; Borenstein ve diğerleri, 1997: 305). Karrenbrock (1991) olası fiyat asimetrilerinin üç tipini birbirinden ayırır. Birinci tip "zaman asimetrisi"dir ve toptan benzindeki (ya da ham petrol) fiyat değişiminin perakende düzeyinde kendi yolunu bulmasındaki sürenin uzunluğu ile ilgilenir. İkinci tip "miktar asimetrisi"dir ve toptan fiyat değişiminin perakende seviyeye geçişindeki miktarı ile ilgilenir. Asimetrinin üçüncü türü, zaman ve miktarda asimetrinin bir kombinasyonu olan "kalıp asimetri" (pattern asymmetry) olarak adlandırılır. Bir toptan fiyat artış ve azalışına perakende fiyatı eşit miktar ve zaman uzunluğu ile ayarlanabilmesine rağmen, her dönemdeki ayarlama kalıbı fiyat artışları ve azalışları için aynı olmayabilir.

Ekonomistler arasında, benzin ve ham petrol fiyatları arasındaki asimetrik ilişkinin varlığına dair bir fikir birliği yoktur. Asimetri kabul edilse bile, onun büyüklüğü ve kökenleri için bir fikir birliği yoktur. Yazarların çoğu asimetri için kanıt bulmuştur (Bacon (1991), Manning (1991), Karrenbrock (1991), Duffy-Deno (1996), Borenstein ve diğerleri (1997), Reilly ve Witt (1998), Borenstein ve Shepard (2002), Johnson (2002), Galeotti ve diğerleri (2003), Bettendorf ve diğerleri (2003), Davis ve Hamilton (2003), Radchenko (2005a), Radchenko (2005b), Kaufmann ve Laskowski (2005), Wlazlowski ve diğerleri (2009), Bumpass ve diğerleri (2015), Polemis ve Fotis (2015), Pattanakooha ve Pornchaiwisetgul (2015), Asane-Otoo ve Schneider (2015), Bagnai ve Mongeau Ospina (2015), Bagnai ve Mongeau Ospina (2016), Boroumand ve diğerleri (2016), Chesnes (2016), Chou ve Tseng (2016), Qin, Zhou ve Wu (2016), Rahman (2016), Chen ve diğerleri (2017) ve Escribano ve Torrado (2018)). Balke ve diğerleri (1998), ARDL modelinde asimetri kanıtı bulamamış ancak asimetrik ECM yönteminde asimetri ilişkisi tespit etmiştir. Kirchgassner ve Kubler (1992) ise bazı ilişkiler için asimetriye kanıt bulmuş bazıları için bulamamıştır. Eckert (2002), ECM için asimetrinin mevcut olduğunu tespit etmiş ancak geçiş modeli için asimetri kanıtı bulamamıştır. Asplund ve diğerleri (2000) ve Bettendorf ve diğerleri (2003) ise ikna edici bir sonuca ulaşamamıştır. Godby ve diğerleri (2000), Shin (1994), Bachmeier ve Griffin (2003), Kristoufek ve Lunackova (2015), Bremmer ve Kesselring (2016), Bagnai ve Mongeau Ospina (2018) ve Baghestani ve Genc (2018) yaptıkları analizlerde asimetri için kanıt bulamamıştır.

Bu çalışmanın amacı, ham petrol ve perakende benzin fiyatları arasındaki dinamikleri incelemektir. Aktarım mekanizmasını incelemek için ilk olarak doğrusal eştümleşme analizi için Engle-Granger yöntemi kullanılmış ve ardından analiz doğrusal olmayan eşik eştümleşme yöntemlerine genişletilmiştir. Daha sonra, kısa dönem ilişkisini analiz etmek için TAR ECM kullanılmıştır. Bu çalışma, veri setinin yüksek frekanslı olması, analizde TAR ECM'nin tahmin edilmesi açısından önemlidir. Bu amaç doğrultusunda, 24.03.2005-26.06.2015 dönemi için Türkiye'de günlük ham petrol fiyatları ve günlük kurşunsuz 95 oktan perakende benzin fiyatları arasındaki asimetrik ilişki incelenmektedir. Analiz sonuçları, perakende fiyatlarla ham petrol fiyatları arasında uzun dönem asimetri olduğunu göstermiş ve pozitif şokların düzeltilme süresinin negatif şokların düzeltilme süresinin 4.19 katı olduğu bulunmuştur. Bu bulgu, ham petrol fiyatlarındaki artışlara perakende benzin fiyatlarının azalışlardan daha hızlı tepki verdiği ortak inancı ile tutarlıdır. Ancak bu asimetri uzun dönemde mevcut olmasına rağmen kısa dönemde asimetriye dair kanıt bulunamamıştır. Çalışmanın ikinci bölümünde kullanılan metodoloji açıklanmakta ve üçüncü bölümde analiz sonuçları verilmektedir. Sonuç kısmında ise analiz sonuçları yorumlanmakta ve fiyat mekanizmasında asimetriye neden olan faktörler için çözüm önerisi sunulmaktadır.

2. METODOLOJİ

Ham petrol fiyatları ve günlük kurşunsuz 95 oktan benzin fiyatlarının birlikte hareketini inceleyebilmek için öncelikle serilerin durağanlığı incelenmektedir. Ardından doğrusal ve eşik eştümleşme olup olmadığı incelenmekte ve eğer varsa eşik eştümleşmeli asimetrik hata düzeltme modeli tahmin edilmektedir. Honarvar (2007) TAR tek denklem hata düzeltme modeli (SEECM) ile asimetrik ECM ve TAR ECM özelliklerini karşılaştırmak için asimetrik olarak üretilen veri ile bir Monte Carlo denemeleri kümesi tasarlamış ve

asimetrik TAR SEECM'lerde asimetrik ECM'de mevcut olan sorunların ve kısıtlamanın hafifletilebildiğini veya ortadan kaldırılabildiğini bulmuştur.

2.1. Doğrusal Eştümleşme Analizi

Serilerin durağanlığı her zamanki gibi Dickey ve Fuller (1981) ve Phillips ve Perron (1988) birim kök testleri yoluyla kontrol edilebilir. Bu testler doğrusallık varsayımı altında geçerli olduğu için serilerin doğrusallığı test edilmektedir. Box ve Pierce (1970) tarafından önerilen Q istatistiğinin doğrusal olmayan bir türevi olarak görülebilecek bir test olan Brock, Dechert ve Scheinkman (1986)'nın (BDS) testi, hatalar arasındaki doğrusal olmayan bağımlılığı incelemektedir. Doğrusal ve doğrusal olmayan modeller arasında ayırım yapmak için Ramsey (1969)'in RESET testini genelleştiren Keenan (1985) testi de kullanılabilir. Doğrusallığı test etmek için kullanılan testlerden bir diğeri de, zaman serisinin doğrusal veri üretme mekanizmasına sahip olduğu sıfır hipotezini test eden Hinich (1982)'in önerdiği ikili izge testidir. Serilerin doğrusal olmadığı tespit edilirse, Kapetanios, Shin ve Snell (2003) tarafından bir test prosedürü (KSS) gibi doğrusal olmayan birim kök testi uygulanmalıdır.

Eğer her iki fiyat serisi birim köke sahipse, birlikte hareketlerini değerlendirmek için eştümleşme analizi yürütmek uygun olacaktır. En sık kullanılan doğrusal eştümleşme yöntemlerinden biri, Engle ve Granger (1987) tarafından önerilen iki aşamalı eştümleşme testidir. Bu test değişkenler arasında simetrik bir ilişki olduğunu varsaymaktadır. İki aşamalı Engle-Granger yaklaşımının ilk aşaması değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiyi tahmin etmektir. Ardından uzun dönem denge ilişkisinden elde edilen artıkların özelliklerine odaklanılmakta ve ikinci adımda tahminlenen artıklar, birim kök testi uygulamak için kullanılmaktadır. α_0 , α_1 , ρ ve ϕ_i katsayılar, ξ_t hata terimi ve $\hat{\xi}_t$ tahminlenen artıklar olmak üzere (Engle ve Granger, 1987: 264);

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \xi_t \quad (1)$$

$$\Delta \hat{\xi}_t = \rho \hat{\xi}_{t-1} + \sum_{i=1}^P \phi_i \Delta \hat{\xi}_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

modelleri tahmin edilmektedir. Burada Δ birinci farkları, μ_t beyaz gürültülü hata terimini ve P gecikme sayısını göstermektedir. Eğer $\rho = 0$ sıfır hipotezi reddedilirse, uzun dönem dengesinden elde edilen artık serisinin durağan olduğu ve incelenen değişkenlerin eştümleşik olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

2.2. Eşik Eştümleşme Analizi

Enders ve Granger (1998) ve Enders ve Siklos (2001) ise, standart DF testini, zaman serisi verilerinde asimetrik hareket olasılığına izin vererek daha da genelleştirmektedir. Bu, uzun dönem denge için simetrik düzeltme varsayımı yapmadan eştümleşmeyi test etmeyi sağlamaktadır. Eştümleşme analizinde asimetrik düzeltmeyi gerektiren iki rejimli eşik eştümleşme yaklaşımı için (2) modeli aşağıdaki gibi değiştirilmektedir (Enders ve Siklos, 2001: 167);

$$\Delta \hat{\xi}_t = \rho_1 I_t \hat{\xi}_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) \hat{\xi}_{t-1} + \sum_{i=1}^P \phi_i \Delta \hat{\xi}_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

$$I_t = \begin{cases} 1, & \hat{\xi}_{t-1} \geq \tau \text{ ise} \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad (4a)$$

$$I_t = \begin{cases} 1, & \Delta \hat{\xi}_{t-1} \geq \tau \text{ ise} \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad (4b)$$

Burada I_t gösterge fonksiyonu, P gecikme sayısı, ρ_1 , ρ_2 ve ϕ_i katsayılar ve τ eşik değeridir. Gösterge fonksiyonu I_t , gecikmeli artıklar ($\hat{\xi}_{t-1}$) ve gecikmeli artıkların değişimi ($\Delta \hat{\xi}_{t-1}$) olmak üzere eşik değişkeni için iki alternatif tanımlamaya sahiptir. Denklem (3) ve (4a), TAR modeline ait iken, (3) ve (4b) denklemleri Momentum TAR (MTAR) modeli olarak adlandırılmaktadır.

TAR modeli, artıklardaki potansiyel derin asimetrik etkileri yakalamak için tasarlanmıştır. MTAR modeli ise artıklardaki aşırı değişiklikleri hesaba katmak için uygundur. Özellikle düzeltmenin bir yönde diğer yöne göre daha çok ivme gösterdiğine inanıldığında, MTAR modeli kullanışlı olmaktadır. Artıkların negatif derinliği (yani $|\rho_1| \leq |\rho_2|$) artışların kalıcı olduğunu, azalışların ise dengeye doğru hızlıca geri döndüğünü göstermektedir (Sun, 2011: 482).

Eşik değeri τ 'yu sıfır almak yerine Chan (1993) tarafından önerilen prosedürle eşik değerinin tutarlı bir tahmini elde edilebilir. Tahminlenen τ ile (4a) kullanılarak oluşturulan gösterge fonksiyonu ile (3) modeli tahmin edildiğinde tutarlı TAR modeli elde edilmektedir. Tutarlı MTAR modeli için tahminlenen τ ile (4b) denklemi kullanılarak (3) modeli tahmin edilmektedir (Enders ve Siklos, 2001: 167).

Uzun dönem eştümleşme ilişkisi bağlamında asimetrik ayarlamalara ilişkin bilgiler iki testle elde edilebilir. İlk test, eştümleşme olmadığı sıfır hipotezini ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$), TAR ya da MTAR eşik düzeltmeli eştümleşme alternatifine karşı incelemek için kullanılan bir F testidir. Test istatistiği ϕ ile temsil edilmektedir. Bu test standart bir dağılım takip etmez bu yüzden Enders ve Siklos (2001)'taki kritik değerlerin kullanılması gerekmektedir. İkinci test, uzun dönem dengesinde simetrik düzeltme sıfır hipotezini ($H_0: \rho_1 = \rho_2$) değerlendirmeye alan standart bir F-testidir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi asimetrik düzeltme sürecinin varlığına işaret etmektedir (Sun, 2011: 482).

2.3. Eşik Eştümleşmeli Asimetrik Hata Düzeltme Modeli

Modeldeki eştümleşme katsayılarını elde etmek için eşik eştümleşmeli asimetrik hata düzeltme modeli tahmin edilmektedir. Balke ve Fomby (1997) ve Enders ve Granger (1998) tarafından eşik eştümleşmeli asimetrik hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır;

$$\Delta Y_t = \theta_Y + \delta_Y^+ E_{t-1}^+ + \delta_Y^- E_{t-1}^- + \sum_{j=1}^J \alpha_{Yj}^+ \Delta Y_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \alpha_{Yj}^- \Delta Y_{t-j}^- + \sum_{j=1}^J \beta_{Yj}^+ \Delta X_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \beta_{Yj}^- \Delta X_{t-j}^- + \vartheta_{Y_t} \quad (5)$$

$$\Delta X_t = \theta_X + \delta_X^+ E_{t-1}^+ + \delta_X^- E_{t-1}^- + \sum_{j=1}^J \alpha_{Xj}^+ \Delta Y_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \alpha_{Xj}^- \Delta Y_{t-j}^- + \sum_{j=1}^J \beta_{Xj}^+ \Delta X_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \beta_{Xj}^- \Delta X_{t-j}^- + \vartheta_{X_t} \quad (6)$$

Burada ΔY_t ve ΔX_t incelenen serilerin ilk farkını, θ , δ , α ve β katsayıları ve ϑ hata terimini göstermektedir. X ve Y alt indisleri, katsayıları değişkenlere göre ayırt etmektedir. t zamanı ve j gecikmeleri temsil etmektedir. İlk farklardaki tüm gecikmeli değişkenler (yani ΔY_{t-j} ve ΔX_{t-j}), + ve - üst indisleriyle gösterildiği gibi pozitif ve negatif bileşenlere ayrılmıştır. Örneğin, eğer $X_{t-1} > X_{t-2}$ ise ΔX_{t-1}^+ , $X_{t-1} - X_{t-2}$ 'ye; diğer durumlarda sıfıra eşit olmaktadır. Aynı şekilde $X_{t-1} < X_{t-2}$ ise ΔX_{t-1}^- , $X_{t-1} - X_{t-2}$ 'ye; diğer durumlarda sıfıra eşit olmaktadır. $E_{t-1}^+ = I_t \hat{\xi}_{t-1}$ ve $E_{t-1}^- = (1 - I_t) \hat{\xi}_{t-1}$ olarak tanımlanan E hata düzeltme terimleri, (3) ve (4a) ya da (4b)'deki eşik eştümleşme regresyonları tarafından oluşturulmaktadır (Balke ve Fomby, 1997: 631; Enders ve Granger, 1998: 305).

Hata düzeltme terimleri yalnızca uzun dönem dengeden sapmalara karşı pozitif ve negatif şoklara tepkiyi ölçmekle kalmamakta, aynı zamanda (4a) ya da (4b)'deki gösterge fonksiyonunun oluşturulması yoluyla eşik eştümleşmenin etkisini de içermektedir. (5) ve (6) denklemlerinde Y_t değişkeninin itici güç olduğu durumda hata düzeltme terimlerinin işaretinin Y_t için pozitif (yani $\delta_Y^+ > 0$ ve $\delta_Y^- > 0$), X_t için negatif (yani $\delta_X^+ > 0$ ve $\delta_X^- > 0$) olması beklenmektedir. Katsayıların yorumlanması için çeşitli testler yapılabilmektedir. İlk Y_t veya X_t değişkenlerinin kendi Granger nedeni olup olmadığını F testini kullanarak sınamaktır (tüm i gecikmeleri için $H_{01}: \alpha_i^+ = \alpha_i^- = 0$ veya $H_{02}: \beta_i^+ = \beta_i^- = 0$). İkinci test ise, birikimli asimetri etkisi ile ilgilidir. Birikimli asimetri etkisinin sıfır hipotezi Y_t için $H_{03}: \sum_{i=1}^J \alpha_i^+ = \sum_{i=1}^J \alpha_i^-$ ve X_t için $H_{04}: \sum_{i=1}^J \beta_i^+ = \sum_{i=1}^J \beta_i^-$ olarak ifade edilebilir. Son olarak, tahmin edilen her denklem için denge ayarlamasının kalıp asimetrisi, $H_{05}: \delta^+ = \delta^-$ sıfır hipotezi ile incelenebilmektedir (Sun, 2011: 483).

3. VERİ SETİ VE DENEYSEL SONUÇLAR

Bu çalışmada kullanılan veri seti, 24.03.2005 ile 26.06.2015 arası günlük ham petrol fiyatları ve günlük kurşunsuz 95 oktan benzin fiyatlarından oluşmaktadır. Ham petrol fiyatları, FRED (Federal Reserve Economic Data) internet sitesinden elde edilmiş ve Avrupa için Brent petrol fiyatları kullanılmıştır. Benzin fiyatları için Türkiye piyasasında bulunan 148 markanın 81 ildeki perakendecilerine ait veriler EPDK (Enerji Piyasası Düzenleme Kurumu)'dan temin edilmiştir. Eksik veriler için kendisinden önceki gözlemin değişmediği varsayılmıştır.

Çalışmada, ham petrol serisini elde etmek için bazı dönüşümler yapılmıştır. Avrupa için Brent tipi ham petrol fiyatları galon/ABD Doları cinsinden elde edilmiştir. İlk olarak, bu seri 158.987'ye bölünerek ölçü birimi litreye dönüştürülmüştür. Ardından, bu seri TCMB (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası) internet sitesinden ilgili günler için elde edilen döviz kuru serisi ile çarpılmıştır. Sonuç olarak iki seri aynı birim cinsinden elde edilmiştir. Ayrıca, kurşunsuz 95 oktan için perakende benzin fiyatları elde edilirken tüm markaların fiyatları, bulunduğu ilin Türkiye içindeki nüfus oranıyla ağırlıklandırılmıştır. Böylece her bir gün için tüm markalara ait perakende fiyatları tek bir seri haline dönüştürülmüş ve tüketim düzeyi Türkiye genelindeki fiyata yansıtılmıştır.

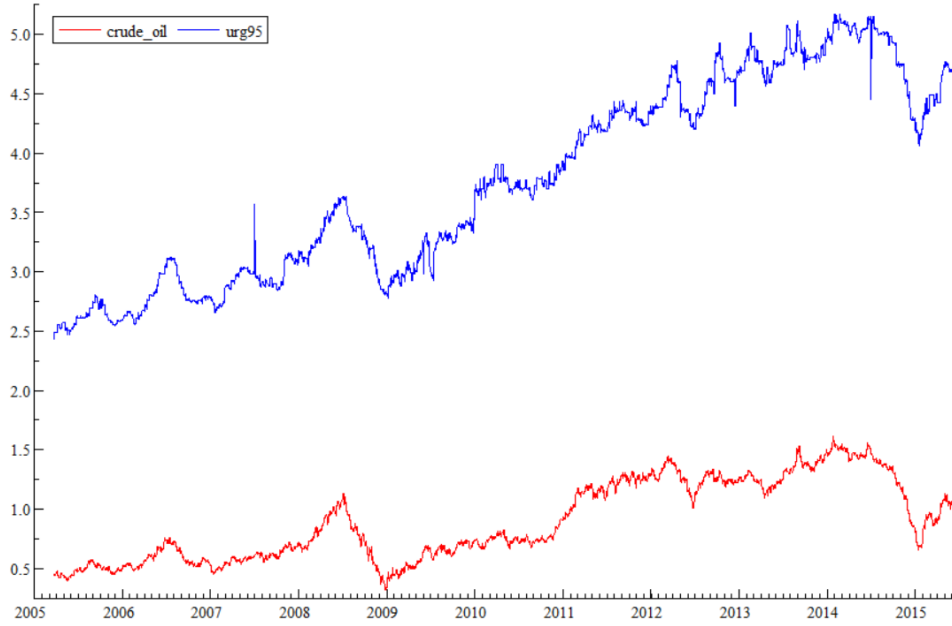
Fiyatlar için logaritmik değerler yerine orijinal değerler kullanılmaktadır. Çünkü logaritma kullanmak, ham petrol-perakende marjının ham petrol fiyatıyla birlikte arttığı anlamına gelebilir. Fakat ham petrol fiyatlarında düşüş olduğu zamandaki perakende marjı, artış olduğu zamandaki ile aynı düzeyde olabilir.

Değişkenlere ait gözlem sayısı, ortalama, standart sapma, minimum ve maksimum değerler Tablo 1’de raporlanmaktadır. Birimler litre/TL cinsindedir. Değişkenlerin grafiği Şekil 1’de gösterilmektedir. Grafikte, 2005’ten 2015’e kadar ham petrol ve kurşunsuz 95 oktan benzin arasındaki fiyat farkının açıldığını görmek mümkündür.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

	urg95	crude_oil
Gözlem sayısı	3747	3747
Ortalama	3.763733	0.89954
Standart Sapma	0.826385	0.337527
Minimum	2.429664	0.321352
Maksimum	5.167594	1.610557

Şekil 1: Değişkenlerin Grafiği



İlk olarak serilere birim kök testlerinin yapılmış, ikinci adımda doğrusallık testleri uygulanmıştır. Seriler doğrusal olmadığı için üçüncü adımda, doğrusal olmayan birim kök testi yapılmıştır. Seriler birinci farklarda durağan olduğu için dördüncü adımda, eştümleşme testleri yapılmış ve eştümleşme ilişkisi bulunduğu için beşinci adımda eşik eştümleşmeli asimetrik hata düzeltme modeli tahmin edilmiştir.

Tüm değişkenler için birim kök testi sonuçları

Tablo 2’de sunulmaktadır. **Per95** değişkeni %10 önem düzeyinde sadece sabit ve trendli modelde ADF testi için durağandır. Bu yüzden **per95** değişkeninin birim kök içerdiği söylenebilir. **Ham** değişkeni tüm testler için düzeyde birim köke sahiptir. Her iki serinin birinci farkı tüm testler için durağandır.

Tablo 2: Birim Kök Testi Sonuçları

<i>Düzye</i>	Philips-Perron		ADF	
	Sabit	Sabit + Trend	Sabit	Sabit + Trend
per95	-1.1851	-2.9306	-1.2223	-3.1709*
Ham	-1.5880	-1.8066	-1.6071	-1.8362
<i>Birinci Farklar</i>	Sabit	Sabit + Trend	Sabit	Sabit + Trend
Δper95	-82.1746***	-82.1658***	-52.7264***	-52.7205***
Δham	-63.0382***	-63.0390***	-45.4398***	-45.4425***

Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1 , %5 ve %10 önem düzeylerinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. %1, %5 ve %10 önem düzeylerine ait Philips-Perron ve ADF birim kök testi kritik değerleri, sabitli modeller için -3.43, -2.86, -2.57 ve sabit ve trendli modeller için ise -3.97, -3.41, -3.13'tür.

Akaike bilgi kriteri (AIC)'ne göre **per95** ve **ham** değişkeni için AR modelinin uygun gecikme sayıları sırasıyla 4 ve 2 olarak belirlenmiştir. Bu AR modellerinden elde edilen artıklara BDS, Keenan ve Hinich doğrusallık testleri uygulanmakta ve sonuçlar Tablo 3'te raporlanmaktadır. Artıkların iid rastsal değişkenlerin serisi olduğu sıfır hipotezini sıyan BDS testinde, test istatistikleri, $m = 2$ ve $m = 3$ gömülü boyutları (embedded dimensions) için hesaplanmıştır. BDS testi için olasılık değerleri parantez içinde gösterilmektedir. BDS testinin sonuçları **Δ per95** ve **Δ ham** değişkenlerinde doğrusal olmayan bir yapı olabileceğini ileri sürmektedir. Keenan testi serinin AR süreci takip ettiği sıfır hipotezine karşı doğrusal olmayı test etmektedir. Bu teste göre **Δ per95** ve **Δ ham** değişkenleri doğrusal değildir. Hinich ikili izge testi, zaman serisinin doğrusal veri üretme mekanizmasına sahip olduğu sıfır hipotezini test etmektedir. Kartiller arası aralık (interquartile range-IQR), onda birlikler arası aralık (interdecile range-IOR) ve %80 niceliği doğrusallık test istatistikleridir. Bu test istatistiklerine ait özçıkırım olasılık değerleri Tablo 3'te gösterilmektedir. Buna göre **Δ per95** ve **Δ ham** değişkenleri doğrusal olmayan veri üretme mekanizmasına sahiptir.

Tablo 3: Doğrusallık Test Sonuçları

	BDS				Keenan	Hinich
Δper95	[2]	18.8429 [0.0000]	11.8995 [0.0000]	7.6977 [0.0000]	5.6469 [0.0000]	22.035*** Normallik=0.016 IQR=0.382 IDR=0.011 %80 niceliği=0.018
	[3]	19.2713 [0.0000]	11.2643 [0.0000]	7.2740 [0.0000]	5.6918 [0.0000]	
Δham	[2]	8.8371 [0e+00]	7.4154 [0.0000]	5.5977 [0.0000]	5.1629 [0.0000]	2.750* Normallik=0.078 IQR=0.245 IDR=0.001 %80 niceliği=0.030
	[3]	3.6522 [3e-04]	5.4642 [0.0000]	5.1262 [0.0000]	5.0567 [0.0000]	

Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1 , %5 ve %10 önem düzeylerinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Değişkenlerdeki doğrusal olmama durumu tespit edildikten sonra, üçüncü adımda doğrusal olmayan birim kök testleri uygulanmaktadır.

Tablo 4, parametrik doğrusal olmayan birim kök testlerinden Kapetanios, Shin ve Snell (2003) testinin sonuçlarını sunmaktadır. Hem sabitli hem de trendli modelde her iki değişken birim köke sahiptir. Birinci farklarda ise değişkenler durağandır.

Tablo 4: Parametrik Doğrusal Olmayan Birim Kök Test Sonuçları

<i>Düzy</i>	sabit	sabit + trend
per95	-1.7969	-2.2132
Ham	-1.9952	-1.8581
<i>Birinci Farklar</i>	sabit	sabit + trend
Δper95	-17.525***	-17.5063***
Δham	-14.2784***	-14.2422***

Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1 , %5 ve %10 önem düzeylerinde birim kök olduğu sıfır hipotezinin, sabitli model için sırasıyla -3.48 -2.93 ve -2.66, trendli model için sırasıyla -3.93, -3.4 ve -3.13 kritik değerleri için reddedildiğini göstermektedir.

Dördüncü adımda, **per95** ve **ham** fiyatları arasındaki eştleme ilişkisi incelenmiş ve bu sonuçlar Tablo 5'te gösterilmiştir. TAR modeli ve tutarlı TAR modeli pozitif düzeltme katsayıları hariç diğer katsayı tahminleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Tutarlı MTAR modeli hariç tüm modellerde eştleme mevcuttur. F testinin sıfır hipotezi tutarlı TAR modeli hariç reddedilememektedir. Eşik tahmini -0.253 olan tutarlı TAR modeli en düşük AIC ve BIC değerine sahip olduğundan en iyi model olarak kabul edilmektedir. Buna göre **per95** ve **ham** fiyatları arasında eştleme ilişkisinin ve uzun dönem asimetrisinin mevcut olduğunu söylemek mümkündür.

Tutarlı TAR modeli için fiyat düzeltmesinin nokta tahmini pozitif şoklar için -0.005036 ve negatif şoklar için -0.021112'dir. **per95** fiyatındaki artışlar ya da **ham** fiyatlarındaki düşüşlerden kaynaklanan uzun dönem dengesindeki pozitif sapmaların ($\Delta\hat{\xi}_{t-1} \geq -0.253$) %0.5036'sı bir günde elimine edilmektedir. **Per95** fiyatındaki düşüş ya da **ham** fiyatlarındaki artışlardan kaynaklanan uzun dönem dengesindeki negatif sapmaların ($\Delta\hat{\xi}_{t-1} < -0.253$) %2.1112'si bir günde elimine edilmektedir. Başka bir deyişle, pozitif sapmaların tamamen düzeltilmesi yaklaşık 199 gün ($1/0.005036 = 198.57$) negatif sapmaların ise yaklaşık 47 gün ($1/0.021112=47.37$) sürmektedir. Düzeltme süresinin uzun olması şokların kalıcı olduğunu göstermektedir. Pozitif şokların düzeltilme süresi negatif şokların düzeltilme süresinin yaklaşık 4 ($198.57/47.37=4.19$) katıdır.

Tablo 5: **per95** ve **ham** için Eştleme Test Sonuçları

	Engle-Granger	TAR	Tutarlı TAR	MTAR	Tutarlı MTAR
Eşik Tahmini	-	0.000	-0.253	0.000	0.025
ρ_1^\dagger	-0.01134*** (-4.048)	-0.005856 (-1.633)	-0.005036 (-1.563)	-0.009882*** (-2.718)	-0.012149** (-2.049)
ρ_2	-	-0.013864*** (-3.112)	-0.021112*** (-3.775)	-0.007703* (-1.76)	-0.008097** (-2.546)
<i>Tanısal testler</i>					
AIC	-12354.89	-12377.6250	-12381.9220	-12375.7840	-12376.0020
BIC	-12336.20	-12334.0330	-12338.3300	-12332.1930	-12332.4100
$Q_{LB}(4)$	1.094e-07	0.8300	0.8350	0.8290	0.8330

	Engle-Granger	TAR	Tutarlı TAR	MTAR	Tutarlı MTAR
$Q_{LB}(8)$	5.983e-08	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
$Q_{LB}(12)$	1.98e-07	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hipotezler					
$\Phi(H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0)$	-	6.112*	8.265**	5.19*	5.299
K.D. (%1)	-	9.09	10.18	8.31	8.47
K.D. (%5)	-	6.33	7.56	6.05	6.32
K.D. (%10)	-	5.21	6.44	5.06	5.32
$F(H_0: \rho_1 = \rho_2)$	-	1.986 [0.159]	6.281** [0.012]	0.148 [0.700]	0.365 [0.546]

Not: † Engle-Granger eşitlik testi için ρ_1 , $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \xi_t$, $\Delta \xi_t = \rho \xi_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \xi_{t-i} + \mu_t$ denklemindeki ρ 'yu işaret etmektedir ve %10, %5 ve %1 önem düzeyinde kritik değerler sırasıyla 3.02, 3.37 ve 4.00'tür (Engle ve Yoo, 1987: 157). TAR, eşikli otoregresif modele, MTAR ise momentum eşikli otoregresif modele işaret etmektedir. Parantez içindeki rakamlar t-istatistikleridir. $Q_{LB}(p)$, Ljung-Box Q istatistiği için anlamlılık düzeyini göstermektedir ve p otokorelasyon katsayılarına ($p = 4, 8, 12$) dayalı seri korelasyonu test etmektedir. Φ , iki değişken arasında eşitlik olmadığı sıfır hipotezine sahip olan ve kritik değerleri (K.D.) Enders ve Siklos (2001)'ta verilen eşik eşitlik testi. Fiyat aktarımının asimetrisi üzerine standart bir test olan F testi için, test istatistiği değerleri ve parantez içinde olasılık değerleri verilmektedir.

Per95 ve ham fiyatları için eşik eşitlikmeli asimetrik hata düzeltme modeli tahmin sonuçları Tablo 6'da verilmektedir. α değerleri **per95** fiyatlarına ait katsayıları, β değerleri ise **ham** fiyatlarına ait katsayıları göstermektedir. Pozitif işareti üst rejimi, negatif işareti ise alt rejimi temsil etmektedir. δ değerleri uyum hızlarını göstermektedir. H_{01} ve H_{02} hipotezleri test edildiğinde, **per95** fiyatının **ham** fiyatının Granger nedeni olduğu bulunmuştur. Burada nedensellik beklenin tersi yöndedir. Yani ham petrol fiyatları, perakende benzin fiyatı için tetikleyici bir unsur olarak görülmemektedir. H_{03} ve H_{04} hipotez testleri sonunda **ham** fiyatlarının kendisi üzerinde birikimli asimetri etkisinin olduğu görülmektedir. Son olarak H_{05} hipotez testi sonucu, değişkenlerde kalıp asimetrisi olmadığını göstermektedir.

Tablo 6: per95 ve ham için Eşik Eşitlikmeli Asimetrik Hata Düzeltme Modeli

	per95		ham	
	tahmin	t-istatistiği	tahmin	t-istatistiği
θ	0.000	0.701	0.001	0.764
α_1^+	-0.024	-0.874	0.110**	1.738
α_2^+	-0.030	-1.100	0.054	0.851
α_3^+	-0.018	-0.642	0.175***	2.763
α_4^+	0.013	0.487	0.135***	2.146
α_1^-	-0.033	-1.221	0.183***	2.923
α_2^-	-0.039	-1.429	0.121**	1.924
α_3^-	0.005	0.198	0.148***	2.367
α_4^-	0.018	0.657	0.187***	3.002
β_1^+	0.001	0.065	-0.253***	-10.656
β_2^+	0.008	0.789	-0.101***	-4.139
β_3^+	-0.001	-0.079	-0.065***	-2.674
β_4^+	0.000	-0.001	-0.035*	-1.513

	per95		ham	
β_1^-	0.008	0.711	-0.310***	-12.519
β_2^-	0.005	0.441	-0.136***	-5.264
β_3^-	0.010	0.861	-0.073***	-2.818
β_4^-	0.005	0.440	-0.055***	-2.183
δ^+	0.002	0.950	-0.010***	-2.215
δ^-	0.001	1.248	-0.006***	-2.587
R^2	0.004	-	0.088	-
AIC	-21057.264	-	-14742.055	-
BIC	-20932.716	-	-14617.508	-
$Q_{LB}(4)$	1.000	-	0.501	-
$Q_{LB}(8)$	0.952	-	0.235	-
$H_{01}: \alpha_i^+ = \alpha_i^- = 0 (i = 1, \dots, 4)$	1.075	[0.38]	6.434***	[0.00]
$H_{02}: \beta_i^+ = \beta_i^- = 0 (i = 1, \dots, 4)$	0.233	[0.98]	38.151***	[0.00]
$H_{03}: \sum_{i=1}^4 \alpha_i^+ = \sum_{i=1}^4 \alpha_i^-$	0.014	[0.90]	0.774	[0.38]
$H_{04}: \sum_{i=1}^4 \beta_i^+ = \sum_{i=1}^4 \beta_i^-$	0.551	[0.46]	4.213***	[0.04]
$H_{05}: \delta^+ = \delta^-$	0.063	[0.80]	0.546	[0.46]

Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. H_{01} ve H_{02} , Granger nedensellik testi için hipotez testleridir. H_{03} ve H_{04} birikimli asimetri etkisini test etmektedir. H_{05} , kalıp asimetri etkisinin denge ayarlaması ile ilgilidir. Parantez içindeki sayılar, olasılık değerleridir.

Özetleyecek olursak, perakende ve ham petrol fiyatları arasında uzun dönem asimetri mevcutken, kalıp asimetrisi mevcut değildir.

4. SONUÇ

Bu çalışmada, ham petrol ile perakende benzin arasındaki fiyat dinamikleri ele alınmıştır. Serilere öncelikle birim kök testleri uygulanmış, ardından doğrusallık testleri sonucunda doğrusal olmayan etkileri barındırdığı tespit edildiği için doğrusal olmayan birim kök testi uygulanmış ve ilk farkları durağan değişkenler için eştümleme testleri yapılmıştır. Ardından eştümleme katsayılarını elde etmek için eşik eştümlemeli asimetrik hata düzeltme modelleri tahmin edilmiştir.

Analizde aylık veri kullanıldığında, fiyatlarda bir ay içinde gerçekleşen artış veya azalışların modele yansıtılması mümkün olmadığından fiyat düzeltme mekanizmasının etkin çalışması güç olmaktadır. Eğer veri örnekleme aralığı düzeltme gecikmesinden daha uzunsa uyum hızı tahminleri ciddi bir şekilde yanlış olabilmektedir (Bacon, 1991: 212). Bu çalışmada kullanılan veri seti günlük frekansta olduğundan, kurulan modeller değişkenliği yakalamak açısından daha avantajlı olmaktadır.

Eştümleme, fiyat değişkenleri arasındaki ilişkiyi araştırmak için yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Eşik eştümlemeli asimetrik hata düzeltme modeli ise kısa dönemdeki asimetrik fiyat aktarımını analiz etmek için kullanılmaktadır. Bu yöntemde, hata düzeltme terimleri, eşik eştümleme analizinin sonuçlarına dayanarak yenilenmektedir.

Perakende fiyatlarla ham petrol fiyatları arasında uzun dönem asimetri tespit edilmiş ve pozitif şokların düzeltilme süresinin negatif şokların düzeltilme süresinin 4.19 katı olduğu bulunmuştur. Yani perakende fiyatındaki artışlar ya da ham petrol fiyatlarındaki düşüşlerden kaynaklanan uzun dönem dengesindeki pozitif sapmalar, perakende fiyatındaki düşüş ya da ham petrol fiyatlarındaki artışlardan kaynaklanan uzun dönem dengesindeki negatif sapmalardan yaklaşık 4 kat daha yavaş uzun dönem dengesine ulaşmaktadır. Başka bir deyişle, mevcut perakende fiyatı sabitken, ham petrol fiyatındaki artışlar, azalışlardan yaklaşık 4 kat daha hızlı perakende fiyatına aktarılmaktadır. Bu bulgu, ham petrol fiyatlarındaki artışlara perakende

benzin fiyatlarının azalışlardan daha hızlı tepki verdiği ortak inancını desteklemektedir. Ancak bu asimetri uzun dönemde mevcut olmasına rağmen kısa dönemde asimetriye dair kanıt bulunamamıştır.

Uzun dönemde ortaya çıkan bu asimetrik ilişki, petrol rafinerilerinin ham petrol fiyatı arttıkça müşterilerine girdi maliyetlerini hemen aktarma ve ham petrol fiyatı düştükçe geçişi geciktirme yoluyla pazar gücünden yararlandığı yeterince rekabetçi olmayan benzin piyasasının bir sonucu olarak yorumlanır. Diğer bir deyişle, petrol endüstrisi, tüketicilerin aleyhine olarak karını artırır. Dolayısıyla, politikacılar ve tüketiciler haksız fiyatlandırma olarak görülen bu durumu durdurmak amacıyla yeni politikalar üretmek zorunda kalmaktadır.

Rekabetçi olmayan bir benzin piyasası söz konusu olduğunda, hükümetler piyasa başarısızlığını düzeltmek için politikalar uygulamaktadır. Bu durumda genellikle tröst karşıtı politikalar uygulanmakta ve düzenlemeler yapılmaktadır. Tröst karşıtı politika şirketleri dağıtarak, birleşmeleri yasaklayarak ve gizlice anlaşılan şirketlere para cezası vererek şirketlerin rekabetçi bir şekilde hareket etmesini sağlamaya çalışır. Ancak ölçeğe göre artan getiri durumunda, tröst karşıtı politika uygun olmayabilir. Çünkü artan getiriler ile büyük tedarikçiler, küçük tedarikçilerden daha düşük maliyetlerde üretim yapabilir. Böyle bir durumda şirketleri daha küçük işletmelere parçalamak, ekonomik açıdan mantıklı değildir çünkü bu üretim maliyetini ve fiyatı artırır. Rekabetçi olmayan bir piyasa için yapılan düzenlemeler ise, tüm tedarikçilere marjinal maliyete ya da tekel durumunda ortalama maliyete eşit fiyat belirlemeyi dayatmaktadır.

KAYNAKÇA

- Anavatan, A. (2017). *Benzin ve Ham Petrol Fiyatları Arasındaki Asimetrik İlişkinin Araştırılması* (Yayınlanmamış Doktora Tezi). Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.
- Asane-Otoo, E., & Schneider, J. (2015). Retail fuel price adjustment in Germany: A threshold cointegration approach. *Energy Policy*, 78, 1-10.
- Asplund, M., Eriksson, R., & Friberg, R. (2000). Price Adjustments by a Gasoline Retail Chain. *Scandinavian Journal of Economics*, 102(1), 101-121.
- Bachmeier, L. J., & Griffin, J. M. (2003). New Evidence on Asymmetric Gasoline Price Responses. *Review of Economics and Statistics*, 85(3), 772-776. <https://doi.org/10.1162/003465303322369902>
- Bacon, R. W. (1991). Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes. *Energy Economics*, 13(3), 211-218. [https://doi.org/10.1016/0140-9883\(91\)90022-R](https://doi.org/10.1016/0140-9883(91)90022-R)
- Baghestani, H., & Genc, I.H. (2018). Are US gasoline price responses asymmetric? Another look. *International Journal of Global Energy Issues*, 41 (1-4), 198-203.
- Bagnai, A., & Mongeau Ospina, C.A. (2015). Long- and short-run price asymmetries and hysteresis in the Italian gasoline market. *Energy Policy*, 78, 41-50.
- Bagnai, A., & Mongeau Ospina, C.A. (2016). "Asymmetric asymmetries" in Eurozone markets gasoline pricing. *The Journal of Economic Asymmetries*, 13, 89-99. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2016.03.004>
- Bagnai, A., & Mongeau Ospina, C.A. (2018). Asymmetries, outliers and structural stability in the US gasoline market *Energy Economics*, 69, 250-260.
- Balke, N. S., Brown, S. P. a, & Yücel, M. K. (1998). Crude oil and gasoline prices: An asymmetric relationship? *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, 1. çeyrek, 2-11. Retrieved from <http://ezproxy.lib.ed.ac.uk/login?url=http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=afh&AN=179069&site=eds-live>
- Bettendorf, L., van der Geest, S. a., & Varkevisser, M. (2003). Price asymmetry in the Dutch retail gasoline market. *Energy Economics*, 25, 669-689. [https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(03\)00035-5](https://doi.org/10.1016/S0140-9883(03)00035-5)
- Borenstein, S., Cameron, A. C., & Gilbert, R. (1997). Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes? *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 305-339.
- Borenstein, S., & Shepard, A. (2002). Sticky Prices, Inventories, and Market Power in Wholesale Gasoline Markets. *RAND Journal of Economics*, 33(1), 116-139. <https://doi.org/10.2307/2696378>
- Boroumand, R.H., & Goutte, S., Porcher, S., Porcher, T. (2016). Asymmetric evidence of gasoline price responses in France: A Markov-switching approach. *Economic Modelling*, 52, 467-476.
- Box, G. E. P., & Pierce, D. A. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated

Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, 65(332), 1509–1526.

- Bremmer, D.S., & Kesselring, R.G. (2016). The relationship between U.S. retail gasoline and crude oil prices during the Great Recession: "Rockets and feathers" or "balloons and rocks" behavior? *Energy Economics*, 55, 200-210.
- Brock, W. A., Dechert, W. D., & Scheinkman, J. A. (1986). *A test for independence based on the correlation dimension*. Madison, WI.
- Bumpass, D., Ginn, V., Tuttle, M.H. (2015). Retail and wholesale gasoline price adjustments in response to oil price changes, *Energy Economics*, 52, 49-54.
- Chen, Y., Huang, G., & Ma, L. (2017). Rockets and feathers: The asymmetric effect between China's refined oil prices and international crude oil prices. *Sustainability (Switzerland)*, 9 (3), art. no. 381.
- Chesnes, M. (2016). Asymmetric pass- Through in U.S. gasoline prices. *Energy Journal*, 37 (1), 153-180.
- Chou, K.-W., & Tseng, Y.-H. (2016). Oil prices, exchange rate, and the price asymmetry in the Taiwanese retail gasoline market. *Economic Modelling*, 52, 733-741.
- Davis, M. C., & Hamilton, J. D. (2003). *Why Are Prices Sticky? The Dynamics of Wholesale Gasoline Prices* (No. 9741).
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Duffy-Deno, K. T. (1996). Retail price asymmetries in local gasoline markets. *Energy Economics*, 18, 81–92. [https://doi.org/10.1016/0140-9883\(95\)00051-8](https://doi.org/10.1016/0140-9883(95)00051-8)
- Eckert, A. (2002). Retail Price Cycles and Response Asymmetry. *Canadian Journal of Economics*, 35(1), 52–77. <https://doi.org/10.1111/1540-5982.00120>
- Enders, W., & Siklos, P. L. (2001). Cointegration and Threshold Adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166–176.
- Enerji Piyasası Düzenleme Kurumu. (2015). Retrieved June 26, 2015, from <http://www.epdk.org.tr/TR/Petrol>
- Engle, R. F., & Yoo, B. S. (1987). Forecasting and Testing in Co-integrated Systems. *Journal of Econometrics*, 35, 143–159. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(87\)90085-6](https://doi.org/10.1016/0304-4076(87)90085-6)
- Escribano, A., Torrado, M. (2018). Nonlinear and asymmetric pricing behaviour in the Spanish gasoline market. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, art. no. 20170065.
- Federal Reserve Economic Data. (2015). Retrieved June 26, 2015, from <https://fred.stlouisfed.org/>
- Galeotti, M., Lanza, A., & Manera, M. (2003). Rockets and feathers revisited: An international comparison on European gasoline markets. *Energy Economics*, 25, 175–190. [https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(02\)00102-0](https://doi.org/10.1016/S0140-9883(02)00102-0)
- Godby, R., Lintner, A. M., Stengos, T., & Wandschneider, B. (2000). Testing for asymmetric pricing in the Canadian retail gasoline market. *Energy Economics*, 22, 349–368. [https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(99\)00030-4](https://doi.org/10.1016/S0140-9883(99)00030-4)
- Hinich, M. J. (1982). Testing for gaussianity and linearity of a stationary time series. *Journal of Time Series Analysis*, 3(3), 169–176.
- Honarvar, A. (2007). *An Econometric Investigation of the Asymmetric Relationship between Gasoline and Crude Oil Prices*. University of Calgary.
- Johnson, R. N. (2002). Search Costs , Lags and Prices at the Pump. *Review of Industrial Organization*, 20, 33–50.
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112, 359–379. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00202-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00202-6)
- Karrenbrock, J. D. (1991). *The Behavior of Retail Gasoline Prices: Symmetric or Not? Federal Reserve Bank of St. Louis* (Vol. July/Augus).

- Kaufmann, R. K., & Laskowski, C. (2005). Causes for an asymmetric relation between the price of crude oil and refined petroleum products. *Energy Policy*, 33, 1587–1596. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2004.01.013>
- Keenan, D. M. (1985). A Tukey Nonadditivity-Type Test for Time Series Nonlinearity. *Biometrika*, 72(1), 39–44.
- Kirchgassner, G., & Kubler, K. (1992). Symmetric or asymmetric price adjustments in the oil market: An empirical analysis of the relations between international and domestic prices in the Federal Republic of Germany, 1972-1989. *Energy Economics*, 14(3), 171–185.
- Kpodar, K., & Abdallah, C. (2017). Dynamic fuel price pass-through: Evidence from a new global retail fuel price database. *Energy Economics*, 66, 303-312.
- Kristoufek, L., & Lunackova, P. (2015). Rockets and feathers meet Joseph: Reinvestigating the oil – gasoline asymmetry on the international markets. *Energy Economics*, 49, 1–8. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.01.013>
- Manning, D. N. (1991). Petrol prices, oil price rises and oil price falls: some evidence for the UK since 1972. *Applied Economics*, 23(February 2015), 1535–1541. <https://doi.org/10.1080/00036849100000206>
- Pattanakooha, P., & Pornchaiwisetgul, P. (2015). The effect of stock, government policy, and monopoly on asymmetric price transmission in Thailand. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 5 (4), 926-933.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Polemis, M.L., & Fotis, P.N. (2015). Rent seeking oligopolistic behaviour in European gasoline markets. *Economics Bulletin*, 35 (1), 827-833.
- Qin, X., Zhou, C., & Wu, C. (2016). Revisiting asymmetric price transmission in the U.S. oil-gasoline markets: A multiple threshold error-correction analysis. *Economic Modelling*, 52, 583-591.
- Radchenko, S. (2005a). Lags in the response of gasoline prices to changes in crude oil prices: The role of short-term and long-term shocks. *Energy Economics*, 27, 573–602. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2005.04.004>
- Radchenko, S. (2005b). Oil price volatility and the asymmetric response of gasoline prices to oil price increases and decreases. *Energy Economics*, 27(5), 708–730. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2005.06.001>
- Rahman, S. (2016). Another perspective on gasoline price responses to crude oil price changes. *Energy Economics*, 55, 10-18.
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*, 31(2), 350–371.
- Reilly, B., & Witt, R. (1998). Petrol price asymmetries revisited. *Energy Economics*, 20, 297–308.
- Shafiee, S., & Topal, E. (2009). When will fossil fuel reserves be diminished? *Energy Policy*, 37(1), 181–189. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2008.08.016>
- Shin, D. (1994). *Do product prices respond symmetrically to changes in crude prices?* (Vol. 18).
- Sun, C. (2011). Price dynamics in the import wooden bed market of the United States. *Forest Policy and Economics*, 13, 479–487. <https://doi.org/10.1016/j.forpol.2011.05.009>
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. (2015). Retrieved June 26, 2015, from [http://evds.tcmb.gov.tr/cgi-bin/famecgi?cgi=\\$ozetweb&DIL=TR&ARAVERIGRUP=bie_dkdovizgn.db](http://evds.tcmb.gov.tr/cgi-bin/famecgi?cgi=$ozetweb&DIL=TR&ARAVERIGRUP=bie_dkdovizgn.db)
- Türkiye Petrolleri Strateji Geliştirme Daire Başkanlığı. (2015). *Ham Petrol ve Doğal Gaz Sektör Raporu*. Ankara, Türkiye. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>
- Wlazlowski, S., Giuliotti, M., Binner, J., & Milas, C. (2009). Price dynamics in European petroleum markets. *Energy Economics*, 31, 99–108. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.08.009>