

Doğuş Üniversitesi Dergisi, 16 (2) 2015, 123-137

HAM PETROL FİYAT ARTIŞLARININ ENFLASYONİST ETKİSİ: SEÇİLMİŞ OECD ÜLKELERİ İÇİN YAPISAL KIRILMALI DİNAMİK PANEL VERİ ANALİZİ¹

THE INFLATIONARY EFFECT of THE INCREASES in CRUDE OIL PRICES: STRUCTURAL BREAKS DYNAMIC PANEL DATA ANALYSIS for SELECTED OECD COUNTRIES

Mehmet MERCAN⁽¹⁾, Osman PEKER⁽²⁾, İsmet GÖÇER⁽³⁾

⁽¹⁾ Adnan Menderes Üniversitesi, Aydın İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü

⁽²⁾ Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İİBF, İktisat Bölümü

⁽³⁾ Adnan Menderes Üniversitesi, Aydın İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü

⁽¹⁾ mercan48@gmail.com; ⁽²⁾ ottopeker@gmail.com; ⁽³⁾ igocer@adu.edu.tr

ÖZET: Bu çalışmada; petrol ithalatçısı olan OECD üyesi seçilmiş 15 ülke için, 1960-2011 döneminde ham petrol ithal fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkileri incelenmiştir. Analizde, herhangi bir ülkede meydana gelen bir makroekonomik şokun diğer ülkeleri de etkileyeceği varsayımını yani yatay kesit bağımlılığını dikkate alan panel birim kök ve eşbütünleşme testleri uygulanmış, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayıları Tahmin sonuçlarına göre ham petrol ithal fiyat artışları ve ekonomik büyümenin enflasyonu arttırdığı, ekonomik büyümenin enflasyonist etkisinin, ham petrol ithal fiyatlarının etkisinden daha fazla olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Petrol Fiyatları; Ekonomik Büyüme; Enflasyon; Yatay Kesit Bağımlılığı; Yapısal Kırılmalı Panel Veri Analizi; OECD

ABSTRACT: In this study the effects of crude oil import prices on inflation were analysed between 1960-2011 for the oil importing selected 15 OECD countries. The economic growth variable which is considered to be the descriptor of inflation was also included in the model. Panel unit root and cointegration tests considering the hypothesis that a macroeconomic shock happening in a country would affect the others, i.e. the cross sectional dependency were implemented in the analysis. As a result of the analysis it was found that there was a cointegration relationship between the series. The results of cointegration analysis showed that crude oil import prices and economic growth increased the inflation, and the inflationary effect of economic growth was higher than that of crude oil import prices.

Key Words: Oil Prices; Economic Growth; Inflation; Cross Section Dependency; Structural Break Panel Data Analysis; OECD

JEL Classifications: C33; Q43; O13

1. Giriş

Enerji girdisi olarak petrol, makroekonomik değişkenleri doğrudan ya da dolaylı yoldan etkileyerek; büyümenin sürdürülebilir olup olmamasında önemli bir işleve sahiptir. Petrol ithal eden ülkeler için, petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar uygulanacak ekonomi politikalarını önemli ölçüde etkilemektedir. Örneğin; 1970'lerde meydana

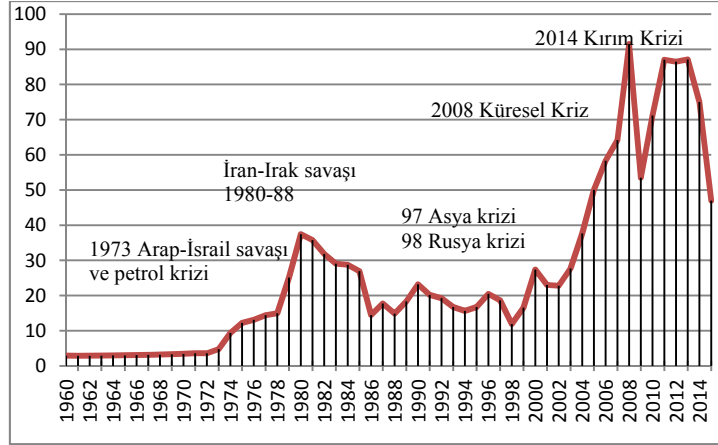
¹ Bu çalışma, 19-21 Haziran 2013 tarihleri arasında Anadolu Üniversitesinde düzenlenen uluslararası "Anadolu International Conference In Economics (EconAnadolu 2013)" kongresinde sunulan bildirinin büyük ölçüde gözden geçirilmiş ve genişletilmiş halidir.

gelen petrol şokundan bu yana petrol ihraç ve ithal eden ülkelerde petrol fiyatlarındaki ani değişimler karşısında, para ve maliye politikalarının uygulanmasında güçlüklerle karşılaşmıştır (Tatom, 1988; Kim ve Loungani, 1992; Mork, 1994; Hooker, 1996; Hamilton, 1996; Daniel, 1997; Carruth, Hooker ve Oswald, 1998; Cashin, Liang ve Medermoth, 2000). Bununla birlikte, petrol şoklarının neden olduğu resesyona giderilmesinde para politikasının etkinliği tartışılmaya başlanmıştır (Bernanke, Gertler ve Watson, 1997; Hamilton ve Herrera, 2004).

Petrol şokları ülke ekonomilerini istikrarsızlaştırırken, 1986 yılı ters petrol şoku ekonomilerin düzelmesine bir katkı sağlamamıştır (Bohi, 1991; Bohi ve Toman 1993; Mory, 1993; Mork, 1994; Hooker, 1996; Hamilton, 1996; Hamilton, 2003; Hamilton ve Herrera, 2004). Yani, petrol fiyatlarındaki dalgalanmalarla ekonomi arasında asimetric bir ilişki söz konusu olmakta ve petroldeki fiyat artışları ekonomik durgunluğa yol açmasına rağmen, fiyat azalışları ters yönde bir etki doğurmamaktadır. Fiyatların azalmasına bağlı olarak ekonomide bir canlılık meydana gelmemektedir (Hamilton, 1983; Mork, 1989). Bu, petrolün fiyatındaki artışların maliyetleri hemen artırmasından, fiyat azalışlarının ise kârları dengelemek için maliyetlere yansıtılmamasından kaynaklanmaktadır (Jones ve Leiby, 1996; Brown ve Yücel, 2002). Ayrıca sürdürülebilir ekonomik büyüme bağlamında, enerji tüketimi ve enerji politikaları şokları ile ekonomik çıktı artış düzeyi arasında benzer asimetric ve güçlü bir lineer olmayan ilişki de söz konusudur (Omay, Hasanov ve Uçar, 2014).

1980 sonrası dönemde petrol şoklarının enflasyonist etkisi, 1980 öncesi dönemle karşılaştırıldığında azaldığı görülür (Hooker, 1999; Taylor, 2000; Hooker, 2002; Jones, Leiby ve Paik, 2003; Barrell, Hall ve Hurst, 2006; Blanchard ve Gali 2007; Barrell ve Kirby, 2007; Barrell ve Pomerantz, 2008). Bu durumu, Blanchard ve Gali (2007), işgücü piyasasının daha esnek olması, para politikalarının gelişmesi, petrol şokları yapısının değişmesi ve üretimde petrolün daha az kullanılması olarak değerlendirirken; Anderton ve Barrell (1995), Avrupa işgücü piyasasının yapısal değişimine, reel ücretlerdeki katılığın azalmasına ve ücretlerin belirlenmesinde işsizlik ve diğer faktörlerin daha belirleyici konuma geçmesine işaret etmektedir. Chen (2009) bu durumu daha fazla ticari açıklığa bağlı olarak açıklamıştır. Peker ve Mercan (2010, 2011) ise petrol şoklarının enflasyonist etkisinin düşük olmasının sebebi olarak; ham petrol ithal fiyatının doğrudan kendisi değil, ulusal piyasada fiyatlanmasından sonra oluşan enflasyonist etkileri göstermiştir. Örneğin 1993–2010 döneminde ham petrol ithal fiyatı endeksi 4.9 kat yükselmişken; TL cinsinden olmak üzere yurtiçi petrol ürünleri fiyat endeksi 590 kat yükselmiştir. İlgili dönemde fiyat endeksi ve nominal Dolar kuru ise sırasıyla 327 ve 135 kat yükselmiştir. Ham petrol ithal fiyat endeksi, petrol ürünleri ortalama fiyat endeksiyle karşılaştırıldığında farkın oldukça büyük olduğu görülebilir (Peker ve Mercan, 2011).

Şekil 1’de 1960-2015 yılları arasında uluslararası piyasada ham petrolün fiyat değişimleri verilmiştir. 1972 yılına kadar istikrarlı olan fiyatların bu tarihten itibaren Arap-İsrail savaşının etkisiyle arttığı gözlenmiştir. Sonraki yıllarda dünya konjonktüründeki bozulmaya bağlı olarak fiyatların, genellikle artış yönünde bir trende sahip olduğu tespit edilmiştir.



Kaynak: DPT ve <http://www.oilprice.net>'ten alınan verilerle yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Şekil 1. 1960-2013 Döneminde Ham Petrol Fiyatlarının Değişimi

Bu çalışmada, petrol ithalatçısı olan OECD üyesi seçilmiş 15 ülke örneğinde ham petrol fiyat artışlarının enflasyonist etkileri, herhangi bir ülkede meydana gelen bir makroekonomik şokun diğer ülkeleri de etkileyeceği varsayımını (yatay kesit bağımlılığını) dikkate alan panel birim kök ve eşbütünleşme testleri yardımıyla, 1960-2011 dönemi verileri kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmanın bundan sonraki kısmı üç bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde; petrol fiyatları ve enflasyon ilişkisini inceleyen çalışmaların özeti verilmiş, üçüncü bölümde; veriler ve yöntem açıklanmış, ampirik uygulama ve sonuçları tartışılmış; son bölümde ise, sonuç ve değerlendirme yer almıştır.

2. Literatür Taraması

Literatürde petrol fiyatlarıyla enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda çalışmanın olduğu tespit edilmiştir. Ulaşılan bulgular, 1980 sonrası dönemde, enflasyonun petrol fiyatları şoklarına duyarlılığının gittikçe azaldığı yönünde kanıtlar sunmaktadır.

Huntington (1998) çalışmasında, enflasyona ham petrol fiyatlarının değil petrol ürünleri ve enerji fiyatlarındaki değişmelerin yol açtığını belirtmiştir. Barsky ve Kilian'nın (2004) yaptığı çalışmada, petrol fiyatıyla ekonomi arasındaki ilişkinin zaman içerisinde azaldığı bulgusu istatistiki olarak ortaya konulmuştur.

Leblanck ve Chinn (2004), Amerika Birleşik Devletleri, İngiltere, Fransa ve Japonya için yaptıkları çalışmada petrol fiyatlarının üretim üzerinde doğrusal olmayan etkisinin olduğu yönünde bulgular elde etmiştir. Söz konusu ülkelerde petrol fiyatlarındaki %10'luk bir artışın enflasyona etkisi %0.1 ile %0.8 arasında gerçekleşmiştir.

Roeger (2005), AB ülkeleri için petrol fiyatlarındaki kalıcı artışların GSYH ve enflasyonist etkisini kısa ve uzun dönem için analiz ettiği çalışmasında, fiyat artışlarının önemli enflasyonist etkilerinin olmadığı ancak kısa dönemde etkisinin olduğu bulgusuna ulaşmıştır.

Gregorio, Landerretche ve Neilson (2007), otuz dört gelişmiş ve gelişmekte olan ülke için VAR (vector autoregressive) yöntemi yardımıyla petrol fiyatlarının enflasyonist etkilerini incelemiş ve bu etkinin az olduğu yönünde bulgular elde etmiştir. Blanchard ve Gali (2007), sanayileşmiş altı ülkenin verilerini kullanarak 1983 öncesi ve 1984 sonrası olmak üzere farklı dönemlerde petrol şoklarının enflasyon ve ekonomi üzerindeki etkilerini VAR yöntemi yardımıyla araştırmıştır. Ampirik kanıtlara göre petrol şoklarının dinamik etkisi önemli ölçüde azalmıştır.

Barrell ve Kirby (2007) ve Barrell, vd. (2006), petrol fiyatlarının enflasyonist etkisini farklı merkez bankalarının hesaplama yöntemleriyle faizi de hesaba katarak araştırmış ve 2008'deki fiyat artışlarının etkisinin 2010 başlarından itibaren ortadan kalkacağı bulgusunu elde etmiştir.

Killian (2008), G7 ülkeleri için dışsal petrol fiyatı şoklarının enflasyonist etkisinin oldukça az olduğunu, hatta 2002-2003 döneminde etkinin ihmal edilebilir düzeyde bulunduğunu belirtmiştir. Tüketici fiyat endeksi yerine GSYH deflatörü kullanıldığında ise şokun etkisinin daha da az olduğunu belirtmiştir.

Jacquinet, Kuismanen ve Mestre (2009), Euro bölgesi örneğinde, petrol fiyatlarının özellikle kısa ve orta dönemde enflasyon üzerindeki etkisini analiz etmiştir. Petrol fiyatı değişimlerinin özellikle kısa dönemde enflasyonun en önemli belirleyicisi olduğunu ifade etmiştir. Chen (2009), çalışmasında on dokuz sanayileşmiş ülkenin verileriyle petrol fiyatlarının enflasyonist etkisini araştırmış, 1970'lere göre, 2000'li yıllarda söz konusu etkinin azaldığı yönünde kanıtlara ulaşmıştır.

Castillo, Montoro ve Tuesta (2010), petrol fiyatı değişimleri ve ortalama enflasyon ilişkisini incelemiş ve analiz sonucunda; petrol fiyatı değişimlerinin yüksekliğinin ortalama enflasyonu arttırdığı belirtmiştir.

Wu ve Ni (2011) çalışmasında, Amerika örneğinde petrol fiyatlarının enflasyon, faiz oranları ve para politikaları üzerindeki etkisini analiz etmiş ve bulgulara göre; hem simetrik hem asimetrik modelde petrol fiyatının enflasyonu etkilediğini belirtmiştir. Bu sonuçlar Trehan (2005) ve Lee vd. (2001) ile uyumludur. Alvarez vd. (2011), İspanya ve Euro bölgesi için petrol fiyatı değişimlerinin enflasyon üzerindeki etkisini incelemiştir. Analiz sonucunda; her iki ekonomi için de petrol fiyatı değişimlerinin enflasyonist etkisinin sınırlı olduğunu belirtmiş, fakat ham petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların enflasyondaki değişimlerin önemli bir belirleyicisi olduğunu ve İspanya ekonomisinin Euro bölgesinden daha fazla etkilendiği bulgusunu elde etmiştir.

Türkiye için yapılan çalışmalarda; Kibritçioğlu ve Kibritçioğlu (1999), Berument ve Taşçı (2002), Peker ve Mercan (2010), genel olarak aynı bulguları elde etmiştir. Söz konusu bulgularda ham petrol ithal fiyatının enflasyonist etkileri istatistiki açıdan anlamlı çıkmamıştır.

3. Analiz

3.1 Veri Seti

Analizde; petrol ithalatçısı OECD üyesi seçilmiş 15 ülkeye ait, 1960-2011 dönemi yıllık veriler kullanılmıştır. Çalışmada; tüketici fiyat endeksi (CPI, 2005=100), ham petrol varil fiyatı (CO, 2005=100) ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH, 2000 yılı sabit

fiyatlarıyla, \$) değişkenleri kullanılmıştır. Katırcıoğlu vd. (2015) izlenerek, petrol fiyatları her bir ülkenin tüketici fiyat endekslerine oranlanarak analize dâhil edilmiştir. Tüketici fiyat endeksi ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla verileri Dünya Bankası web sayfasından (www.worldbank.org), ham petrol varil fiyatı verileri ise IMF'nin veri tabanı International Financial Statistics'ten (IFS) endeks olarak alınmıştır. Değişkenler analize logaritmik dönüşümleri yapıldıktan sonra dâhil edilmiştir. Analiz için Gauss 9.0 programı, bu program için hazırlanan kodlar ve Stata-11 paket programı kullanılmıştır.

3.2. Yöntem

Çalışmada, paneli oluşturan ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığının (YKB) varlığı; ilk kez Breusch-Pagan (1980) tarafından geliştirilen (Lagrange Multiplier-LM testi) ve Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) tarafından sapması düzeltilen LM_{adj} (Adjusted Cross-Sectional Dependence Lagrange Multiplier) yöntemiyle test edilmiştir. Serilerin durağanlığı, YKB'yi ve serilerdeki yapısal kırılmaları dikkate alan ikinci kuşak birim kök testlerinden, Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF (Cross-Sectionally Augmented Dickey Fuller) ile test edilmiştir. Eşbütünleşme katsayılarının homojenliği, Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Slope Homogeneity Testiyle incelenmiştir. Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı; Basher ve Westerlund (2009) tarafından geliştirilen, YKB'yi ve eşbütünleşme denklemindeki yapısal kırılmaları göz önünde bulunduran çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile (cointegration test with multiple structural breaks) analiz edilmiştir. Uzun dönem bireysel ve panelin geneline ait eşbütünleşme katsayıları; Eberhardt ve Bond (2009) tarafından geliştirilen ve YKB'yi göz önünde bulunduran AMG (Augmented Mean Group Estimator: Güçlendirilmiş Ortalama Grup Etkisi) tahmincisiyle hesaplanmıştır.

3.3. Yatay Kesit Bağımlılığının Test Edilmesi

Seriler arasında yatay kesit bağımlılığı (YKB) varken, bu durum dikkate alınmadan analiz yapılması elde edilecek sonuçları önemli ölçüde etkilemektedir (Breusch ve Pagan, 1980; Pesaran, 2004). Bu nedenle analize başlamadan önce, serilerde ve eşbütünleşme denkleminde YKB'nin varlığının test edilmesi gerekmektedir. YKB'nin yapılacak birim kök ve eşbütünleşme testleri seçilirken göz önünde bulundurulmaması; yapılan analizin sonuçlarını sapmalı ve tutarsız hale getirecektir.

Seriler arasında YKB'nin varlığı; zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük olduğunda ($T > N$); Berusch-Pagan (1980) CDLM1 testiyle, zaman boyutu yatay kesit boyutuna eşit olduğunda ($T = N$); Pesaran (2004) CDLM2 testiyle, zaman boyutu yatay kesit boyutundan küçük olduğunda ise ($T < N$); Pesaran (2004) CDLM testiye kontrol edilmektedir. Bu çalışmada 15 ülke ($N=15$) ve 52 dönem ($T=52$) olduğu için, Berusch-Pagan (1980) LM testi kullanılmıştır. Bu test, grup ortalaması sıfır fakat bireysel ortalama sıfırdan farklı olduğunda sapmalı olmaktadır. Pesaran vd. (2008), bu sapmayı, test istatistiğine varyansı ve ortalamayı da ekleyerek düzeltmiştir. Bu nedenle ismi düzeltilmiş LM testi (LM_{adj}) olarak ifade edilmektedir. LM test istatistiği ilk haliyle aşağıdaki gibidir.

$$CDLM1 = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \sim \chi_{\frac{N(N-1)}{2}}^2 \quad (1)$$

Daha sonra yapılan düzeltmeyle şu hale gelmiştir.

$$LM_{adj} = \left(\frac{2}{N(N-1)} \right)^{1/2} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \frac{(T-K-1)\hat{\rho}_{ij} - \hat{\rho}_{Tij}}{v_{Tij}} \sim N(0,1) \quad (2)$$

Burada; $\hat{\rho}_{Tij}$ ortalamayı, v_{Tij} varyansı temsil etmektedir. Buradan elde edilecek olan test istatistiği, asimptotik olarak standart normal dağılım göstermektedir (Pesaran, vd. 2008). Hipotez testi sonucunda elde edilecek olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğunda, %5 anlamlılık düzeyinde, H_0 hipotezi reddedilmekte ve paneli oluşturan birimler arasında YKB olduğuna karar verilmektedir (Pesaran, 2008). Bu çalışmada, değişkenlerde ve eşbütünleşme denkleminde YKB'nin varlığı, Gauss kodları yardımıyla ayrı ayrı LM_{adj} testi ile kontrol edilmiş ve Tablo 1'deki sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 1. Yatay Kesit Bağımlılığı (LM_{adj}) Testleri Sonuçları

Değişkenler	CPI	CO	GSYH	Eşbütünleşme Denklemleri
CDLM1 (Breusch, Pagan 1980)	703.08(0.00)	720.65(0.00)	1187.9(0.00)	2879.1(0.00)
CDLM2 (Pesaran 2004 CDLM)	41.27 (0.00)	42.48 (0.00)	74.73 (0.00)	191.43 (0.00)
CDLM (Pesaran 2004 CD)	21.71 (0.00)	-4.63 (0.00)	32.74 (0.00)	47.86 (0.00)
LM_{adj} (Pesaran vd. 2008)	285.66(0.00)	46.18 (0.00)	336.74(0.00)	45.63 (0.00)

Tablo 1'den izlenebileceği gibi; tüketici fiyat endeksi (CPI), ham petrol varil fiyatı (CO) ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH) değişkenlerine ve eşbütünleşme denkleminde ait olasılık değerleri 0.05'ten küçük olduğu için, H_0 hipotezleri, güçlü biçimde reddedilmiş, serilerde ve eşbütünleşme denkleminde YKB'nin olduğuna karar verilmiştir. Buna göre ülkelerden birine gelen bir tüketici fiyatları, ham petrol varil fiyatı veya Gayri Safi Yurtiçi Hasıla şoku, diğer ülkeleri de etkilemektedir. Bu nedenle, bu ülkelerdeki karar vericiler, ekonomi politikalarını belirlerken, diğer ülkelerin uyguladıkları politikaları ve bu ülkelerin tüketici fiyatlarını, ham petrol varil fiyatını veya Gayri Safi Yurtiçi Hasıllarını etkileyen şokları da göz önünde bulundurmalıdırlar. Dolayısıyla, çalışmada kullanılan serilerin birim kök analizi yapılırken ve eşbütünleşme ilişkisinin varlığı test edilirken, YKB'yi dikkate alan testler kullanılmalıdır. Bu yüzden analizde, YKB'yi dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testi ve panel eşbütünleşme yöntemleri kullanılmıştır.

3.4. Panel Birim Kök Testi

Verinin hem zaman hem de yatay kesit boyutuna ilişkin bilgiyi dikkate alan panel birim kök sınamalarının, sadece zaman boyutuyla ilgili bilgiyi göz önüne alan zaman serisi birim kök sınamalarından, istatistiksel anlamda daha güçlü olduğu kabul edilmektedir (Taylor ve Sarno, 1998; Maddala ve Wu, 1999; Hadri, 2000; Levin, Lin ve Chu, 2002; Im, Pesaran ve Shin, 2003; Pesaran, 2007; Beyaert ve Camacho, 2008). Çünkü yatay kesit boyutunun analize eklenmesiyle, verideki değişkenlik artmaktadır.

Panel birim kök sınamasında karşılaşılan ilk sorun, paneli oluşturan yatay kesitlerin birbirinden bağımsız olup olmadıklarıdır. Panel birim kök testleri bu noktada; birinci ve ikinci kuşak testler olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Birinci kuşak testler de homojen ve heterojen modeller olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Hadri (2000), Levin, Lin ve Chu (2002), Breitung (2005) homojen model varsayımına dayanırken; Maddala ve Wu (1999), Choi (2001) ve Im, Pesaran ve Shin (2003) heterojen model varsayımına dayanmaktadır.

Birinci ve ikinci nesil birim kök testleri arasındaki fark; birinci nesil testlerin paneli oluşturan yatay kesit birimlerinin ilişkisiz olduğunu ve paneli oluşturan birimlerden birine gelen şokun, tüm yatay kesit birimlerini aynı düzeyde etkilediğini varsaymasıdır. Günümüzde ulus ekonomilerinin birbiriyle ilişkili, farklı özelliklerde ve büyüklükte olduğu düşünülürse, şokların ülkeleri farklı düzeylerde etkilenmesi daha gerçekçi bir yaklaşımdır. Birinci nesil birim kök testlerinin bu eksikliğini gidermek için, yatay kesit birimleri arasındaki yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testleri geliştirilmiştir. Başlıca ikinci nesil birim kök testleri ise; MADF (Taylor ve Sarno, 1998), SURADF (Breuer, Mcknown ve Wallace, 2002), Bai ve Ng (2004), PANKPSS (Carrion-i-Silvestre vd. 2005) ve CADF (Pesaran, 2007)'tir.

Bu çalışmada kullanılan CPI, CO ve GSYH değişkenleri için paneli oluşturan ülkeler arasında YKB tespit edildiği için serilerin durağanlığı, YKB olduğu durumda kullanılabilen, ikinci kuşak birim kök testlerinden CADF testi (Pesaran, 2007) ile incelenmiştir. CADF ile paneli oluşturan serilerdeki her bir yatay kesit biriminde (her bir ülke için) birim kök testi yapılabilir. Böylece serilerin durağanlığı, panelin geneli için ve her bir yatay kesit için ayrı ayrı da hesaplanabilmektedir. Her ülkenin zaman etkilerinden farklı etkilendiğini varsayan ve mekânsal otokorelasyonu dikkate alan CADF testi, $T > N$ ve $N > T$ durumunda kullanılmaktadır. Bu test istatistiği değerlerini, Pesaran (2007)'nin CADF kritik tablo değerleriyle karşılaştırarak, her ülke için durağanlık test edilmektedir. CADF kritik tablo değeri, CADF istatistiği değerinden büyükse boş hipotez reddedilir ve sadece o ülkenin serisinin durağan olduğu sonucuna ulaşılır. CADF test istatistiği aşağıdaki şekilde tahmin edilir:

$$Y_{i,t} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{i,t} \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

$$u_{i,t} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Burada, f_t her ülkenin gözlenemeyen ortak etkilerini (common effect), $\varepsilon_{i,t}$ bireysel-spesifik hatayı gösterir. Denklem (3), (4) ve birim kök hipotezleri şu şekilde yazılabilir:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

$H_0: \beta_i = 0$ tüm i 'ler için (Seri Durağan Değildir.)

$H_1: \beta_i < 0 \quad i=1, 2, \dots, N_1, \beta_i = 0 \quad i=N_1+1, N_1+2, \dots, N.$ (Seri Durağandır.)

Ayrıca her bir yatay kesite (ülkelere) ait birim kök test istatistiklerinin ortalaması alınarak panelin geneli için birim kök test istatistiği olan CIPS (Cross-Sectionally IPS) elde edilebilir (Pesaran, 2007). CIPS istatistiği şu şekilde ifade edilebilir:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (6)$$

Paneli oluşturan her ülke için birim kök istatistiği (CADF) ve panelin geneli için test istatistiği (CIPS) ve Pesaran (2007) tarafından hesaplanan kritik değerler Tablo 2'de verilmiştir. Söz konusu tabloda, panelin geneli için, serilerin düzeyde durağan olmayıp, birinci farkları alındığında durağan hale geldiği yani, $I(1)$ oldukları görülmüştür. Serilerin tamamı $I(1)$ olduğu için eşbütünleşme analizine geçilebilir. Çünkü eşbütünleşme analizinin yapılabilmesi için serilerin $I(1)$ olması ön koşuldur.

Tablo 2. CADF Birim Kök Testi Sonuçları

	<i>Test İstatistiği</i>					
	<i>CPI</i>	<i>ΔCPI</i>	<i>GSYH</i>	<i>ΔGSYH</i>	<i>CO</i>	<i>ΔCO</i>
Avusturya	-3.55***	-2.77	-3.87**	-4.00**	-1.24	-1.53
Belçika	-1.49	-2.67	-2.02	-2.68	-0.74	-2.13
Kanada	-1.52	-2.79	-2.56	-4.69*	-0.37	-2.50
Fransa	-2.60	-1.10	-2.64	-5.25*	-0.34	-2.74
Almanya	-2.17	-4.89*	-2.24	-5.04*	0.14	-3.26***
Yunanistan	-4.05**	-3.33	-1.54	-3.63***	0.44	-2.06
İtalya	-2.06	-2.10	-0.61	-4.72*	-2.09	-2.43
Hollanda	-4.48**	-3.03	-1.77	-3.85**	0.93	-2.07
Portekiz	-0.88	-3.36	-1.80	-4.63*	-1.13	-1.93
İspanya	-2.49	-2.74	-2.53	-5.15*	-4.45*	-2.56
İsveç	-1.52	-2.97	-2.38	-6.07*	0.17	-2.77
İsviçre	-0.60	-4.17**	-2.80	-3.43	-0.19	-1.90
Türkiye	-2.06	-1.34	-3.19	-4.70*	-0.93	-2.01
İngiltere	-0.68	-3.30	-4.09**	-3.77***	-0.16	-3.02***
Amerika	-1.63	-2.18	-3.68***	-4.92*	-0.69	-1.82
Panel (CIPS)	-2.12	-2.85**	-2.52	-4.43*	-0.70	-2.31**

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde serilerin durağan olduğunu göstermektedir. CADF testi için kritik değerler; %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sırasıyla -4.51, -3.79 ve -3.44, CIPS testi için; -2.93, -2.76 ve -2.66'dır. Δ , fark operatörü olup değişkenin farkının alındığını göstermektedir. Kritik değerler sabit ve trendli model için verilmiştir. Test modeli olarak, CPI ve GSYH değişkenleri için sabit ve trendli model seçilmiştir. CO değişkeni için sabitli model seçilmiştir. Trendlere serilerin grafiklerine bakılarak karar verilmiştir.

3.5. Eşbütünleşme Katsayılarının Homojenliğinin Test Edilmesi

Eşbütünleşme denkleminde eğim katsayısının homojen olup olmadığını belirlemeye yarayan bir testtir. Bu konudaki ilk çalışmalar, Swamy (1970) ile başlamıştır. Pesaran ve Yamagata (2008), Swamy testini geliştirmiştir. Bu testte;

$$Y_{it} = \alpha + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

şeklindeki genel bir eşbütünleşme denkleminde, β_i eğim katsayılarının, yatay kesitler arasında farklı olup olmadığı test edilmektedir. (7) nolu regresyon modelini önce panel En Küçük Kareler Yöntemi (OLS-Ordinary Least Squares) ile sonra da Ağırlıklandırılmış Sabit Etkiler (Weighted Fixed Effect) modeli ile tahmin ederek, gerekli test istatistiğini oluşturmaktadır. Pesaran ve Yamagata (2008), hipotezleri test edebilmek için iki farklı test istatistiği geliştirmiştir:

$$\text{Büyük Örneklem İçin: } \hat{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \bar{S} - k}{2k} \right) \sim \chi_k^2 \quad (8)$$

$$\text{Küçük Örneklem İçin: } \hat{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \bar{S} - k}{v(T, k)} \right) \sim N(0, 1) \quad (9)$$

Burada N; yatay kesit sayısını, S; Swamy test istatistiğini, k; açıklayıcı değişken sayısını ve $v(T, k)$ standart hatayı ifade etmektedir. Homojenlik testi sonuçları, Tablo 3'te verilmiştir. Buna göre; hesaplanan testlerin olasılık değerleri 0.05'ten büyük olduğu için, H_0 hipotezi kabul edilmiştir. Eşbütünleşme denkleminde, sabit terim ve eğim katsayılarının homojen olduğuna karar verilmiştir. Bu durumda, panelin geneli için yapılacak eşbütünleşme yorumları geçerli ve güvenilirdir (Pesaran ve Yamagata, 2008).

Tablo 3. Homojenlik Testi Sonuçları

	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
$\hat{\Delta}$ Testi	-2.154	0.984
$\hat{\Delta}_{adj}$ Testi	-2.218	0.987

3.6. Çoklu Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testi

Yapısal kırılma olduğu halde, yapısal kırılmalara yer vermeyen testler sapmalı sonuçlar vermektedir (Charemza ve Deadman, 1997). Basher ve Westerlund (2009) tarafından geliştirilen bu test, YKB'nin olduğu durumda yapısal kırılmaları dikkate alarak, düzeyde durağan olmayan fakat birinci farkı alındığı zaman durağan olan seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test etmektedir. Bu test sabit terimde ve trendde kırılmalara izin vermektedir. Geliştirilen test istatistiği:

$$Z(M) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} \frac{S_{it}^2}{(T_{ij}-T_{ij-1})^2 \hat{\sigma}_i^2} \quad (10)$$

Burada $S_{it} = \sum_{s=T_{ij-1}+1}^t \hat{W}_{st}$ 'dir. \hat{W}_{st} ise tam değiştirilmiş EKK türü etkin bir tahminciden elde edilmiş kalıntılar vektörüdür. $\hat{\sigma}_i^2$ de \hat{W}_{st} 'ye dayalı uzun dönem varyans tahmincisidir. $Z(M)$ yatay kesit ortalamaları alınarak sadeleştirildiğinde aşağıdaki şekle gelir.

$$Z(M) = \sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} \frac{S_{it}^2}{(T_{ij}-T_{ij-1})^2 \hat{\sigma}_i^2} \sim N(0,1) \quad (11)$$

Elde edilen bu test istatistiği, standart normal dağılım göstermektedir. Basher ve Westerlund (2009) tarafından geliştirilen bu testin hipotezleri şu şekildedir.

$H_0: \rho_i = 0$ Her i için, (Paneldeki tüm yatay kesitler için eşbütünleşme vardır.)

$H_1: \rho_i \neq 0, i=1, \dots, N_1$ için ve $\rho_i = 0, i = N_1 + 1, \dots, N$ için (Paneldeki bazı yatay kesitler için eşbütünleşme yoktur.)

Eşbütünleşme ilişkisi incelenirken, paneli oluşturan ülkeler arasında YKB olmadığında, test istatistikleri 1.645 kritik değeri ile ya da asimptotik olasılık değeri 0.05 ile karşılaştırılırken, YKB olduğunda ise bootstrap olasılık değerleri, 0.05 ile karşılaştırılmaktadır (%5 anlamlılık düzeyi için). Hesaplanan testin olasılık değeri, 0.05'ten büyük olduğunda, H_0 kabul edilmekte ve seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığına karar verilmektedir. Eşbütünleşme test sonuçları Tablo 4'te görülmektedir.

Tablo 4. Çoklu Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları

	LM Test İst.	Asimptotik olasılık değeri	Karar
Sabitte	20.279	0.000	Eşbütünleşme yoktur.
Sabitte ve Trendde	43.239	0.000	Eşbütünleşme yoktur.
	LM Test İst.	Bootstrap olasılık değeri	Karar
Sabitte	20.279	0.667	Eşbütünleşme vardır.
Sabitte ve Trendde	43.239	0.771	Eşbütünleşme vardır.

Not: Olasılık değerleri, Bootstrap kullanılarak 1000 döngü (replication) ile elde edilmiştir.

Tablo 4'te sunulan sonuçlar incelendiğinde, YKB'nin ve yapısal kırılmaların dikkate alınıp alınmamasının, eşbütünleşme ilişkisinin varlığı konusundaki kararı önemli

ölçüde etkilemekte olduğu gözükür. Örneğin, YKB'nin olmadığı durumda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yokken (prob=0.000), YKB'nin olduğu durumda ise eşbütünleşme ilişkisinin olduğu görülmektedir (prob=0.771). Ülkeler arasındaki YKB ve eşbütünleşme denklemlerindeki yapısal kırılmalar göz önünde bulundurulduğunda, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 5. Eşbütünleşme Denklemine 15 OECD Ülkesinin Yapısal Kırılma Sayıları ve Tarihleri

Ülkeler	Kırılma sayısı	Kırılma Tarihleri				
		1970	1977	1984	1992	-
Avusturya	4	1970	1977	1984	1992	-
Belçika	4	1970	1977	1984	1997	-
Kanada	5	1966	1973	1981	1990	1999
Fransa	4	1966	1973	1983	1991	-
Almanya	5	1969	1976	1983	1990	1997
Yunanistan	5	1972	1979	1986	1993	2000
İtalya	3	1972	1983	1994	-	-
Hollanda	5	1969	1977	1984	1991	2001
Portekiz	4	1966	1973	1983	1992	-
İspanya	3	1972	1983	1996	-	-
İsveç	3	1972	1982	1992	-	-
İsviçre	4	1969	1976	1986	1993	-
Türkiye	4	1971	1979	1986	2001	-
İngiltere	5	1970	1980	1987	1994	2004
Amerika	4	1966	1973	1980	1993	-

Not: Olasılık değerleri, Bootstrap kullanılarak 1000 döngü (replication) ile elde edilmiştir. Maksimum kırılma sayısı 5 alınmıştır. Model olarak, sabitte ve trendde kırılmaya izin veren model seçilmiştir.

Test yöntemi yapısal kırılmaları başarıyla tespit etmiştir. Test yönteminin tespit ettiği birinci yapısal kırılma tarihi, 1973 petrol krizini işaret etmektedir. Analizde seçilen ülkelerin petrol ithalatçısı olduğu düşünülürse 1973 yılında Arap ülkeleri ve İsrail arasında gerçekleşen, “Yom Kippur” ya da “Ramazan Savaşı” olarak bilinen savaş sonrası uluslararası piyasada ham petrol varil fiyatının 4 katına çıkarak 5\$’dan 20\$’a yükselmesinin ilgili ülkelerde enflasyonist sonuçlar doğurması sürpriz değildir. Yapısal kırılma tarihlerine Türkiye açısından bakıldığında özellikle 1986 ve 2001 dönemlerinin ekonomi politikaları açısından önemli olduğu düşünülmektedir. Her iki dönem, kurumsal anlamda önemli gelişmeler olduğu dönemdir. İlki borsanın kurulduğu tarihe denk gelirken, diğeri birçok denetleyici ve düzenleyici kurumun kurulduğu tarihe rastlamaktadır.

3.7. Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmin Edilmesi

Çalışmanın bu kısmında, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun dönem bireysel eşbütünleşme katsayıları; Eberhardt ve Bond (2009) tarafından geliştirilen ve yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran AMG yöntemi ile tahmin edilmiştir. AMG, serilerin I(1) olması durumunda kullanılabilen paneli oluşturan ülkelere ve panelin geneline ait eşbütünleşme katsayılarını hesaplayabilen bir tahmincidir. AMG tahmincisi, grup ortalamalarını ağırlıklandırarak hesaplar. Bu yönüyle Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCE (Common Correlated Effects: Ortak İlişkili Etkiler) tahmincisinden daha güvenilir sonuçlar vermektedir (Eberhardt ve Bond, 2009).

AMG, panelin geneli için geçerli olacak olan uzun dönem eşbütünleşme katsayısını, yatay kesitlere (ülkelere) ait uzun dönem eşbütünleşme katsayılarının aritmetik ortalamasını ağırlıklandırarak tahmin etmektedir. Paneli oluşturan ülkelere ve panelin

geneline ait eşbütünleşme katsayıları AMG ile tahmin edilmiş ve sonuçlar, Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6. Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayıları: $CPI=f(CO, GSYH)$

Ülkeler	CO	t-ist.	GSYH	t-ist.
Avusturya	0.015	1.46***	0.626	7.69*
Belçika	0.030	2.01**	0.459	3.76*
Kanada	0.024	1.61***	0.124	1.04
Fransa	0.003	0.17	0.588	3.34*
Almanya	0.032	1.38***	0.526	2.70*
Yunanistan	-0.013	-6.44*	-0.199	-2.94*
İtalya	0.007	0.55	0.654	3.72*
Hollanda	0.044	2.13*	0.597	4.46*
Portekiz	-0.007	-0.76	0.184	0.89
İspanya	0.033	1.84**	0.204	2.13*
İsveç	0.004	0.28	0.136	0.75
İsviçre	-0.004	-0.31	0.555	4.13*
Türkiye	0.0001	-0.91	3.348	2.17*
İngiltere	0.063	3.27*	-0.844	-3.43*
Amerika	0.049	5.70*	0.049	0.55
Panel	0.018	3.19*	0.467	2.03*

Not: *t* istatistiğinin hesaplanmasında; Newey-West değişen varyans standart hatası kullanılmıştır. *, **, *** ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 6'dan izlenebileceği gibi; incelenen petrol ithalatçısı 15 OECD ülkesi için beklentilerimizle uyumlu olarak, ham petrol fiyat artışlarının enflasyonu arttırıcı yönde etkilediği görülmüştür. Fakat bu etki oldukça düşük düzeydedir. Ham petrol fiyatlarının %10 artması, enflasyonun %0.18 oranında artmasına yol açacaktır. Bu sonuç istatistiki olarak anlamlıdır ve yorumlanabilir düzeydedir. OECD ülkeleri için GSYH artışlarının da teorik beklentilerimizle uyumlu olarak enflasyona yol açtığı bulgusuna ulaşılmıştır. Ülkelerin GSYH'sında meydana gelen, %10'luk artış, enflasyonun %4.67 oranında artışına yol açacaktır. Bu sonuç da istatistiki olarak yorumlanabilir düzeydedir.

Ülkeler özelinde incelendiği zaman ham petrol fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkisi incelenen ülkelerin dokuzunda istatistiki olarak anlamlıdır. Yunanistan hariç incelenen tüm ülkelerde ham petrol fiyatlarının enflasyonu arttırıcı etkilere sahip olduğu görülmektedir. Yunanistan'da ham petrol fiyatlarının enflasyonist etkisinin negatif olmasının sebebi, akaryakıt ürünlerinin yurtiçi fiyatlamasında vergi yükünün düşük tutulması olduğu düşünülebilir. Nitekim AB-27 ülkeleri içerisinde 2009 yılında akaryakıt ürünleri yurtiçi fiyatı bakımından Yunanistan 15. sıradadır ve ülkelerin ortalama fiyatlarının gerisindedir.² Benzer şekilde 2008, 2007, 2006 ve 2005 yıllarında ise akaryakıt ürünleri yurtiçi fiyatı bakımından AB-27 içerisinde Yunanistan sırasıyla; 16, 17, 18 ve 19. sıradadır. İlgili yıllarda AB-27 genelinde akaryakıt ürünleri ortalama değerinin sırası ise sırasıyla; 9, 10, 5, 7 ve 6.'dır. Yani Yunanistan'da akaryakıt ürünleri yurtiçi fiyatı AB-27 ortalamasının gerisindedir.

Ham petrol fiyatlarının enflasyon etkisinin en yüksek olduğu ülkeler; İngiltere, Amerika, Hollanda, İspanya, Almanya ve Belçika'dır. Bu ülke ekonomileri için ham petrol fiyatlarındaki %10'luk artış enflasyonu sırasıyla %0.63, %0.49, %0.44, %0.33, %0.32 ve %0.3 oranında arttıracaktır. GSYH artışlarının enflasyon üzerindeki etkisi

² AB-27 Üye Ülkeleri Motorin Fiyatları (Euro/1000 Litre) baz alınmıştır. Detaylı bilgi için: <http://und.web.tr/tr/78/akaryakit-fiyatları>

ise incelenen ülkelerin on birinde istatistiki olarak anlamlıdır. Yunanistan ve İngiltere dışında, tüm ülkelerde GSYH artışları enflasyonu arttırmaktadır. GSYH artışlarının enflasyon etkisinin en yüksek olduğu ülkeler; Türkiye, İtalya, Avusturya, Hollanda ve Fransa'dır. Bu ülkelerde GSYH'lardaki %10'luk artış, enflasyonu sırasıyla %33.48, %6.54, %6.26, %5.97 ve %5.88 oranında arttıracaktır.

4. Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışmada, ham petrol fiyatlarıyla GSYH'lardaki artışlarının enflasyona etkisi, petrol ithalatçısı OECD üyesi 15 ülke için, 1960-2011 dönemi yıllık verileri kullanılarak, modelde çoklu yapısal kırılmaları ve yatay kesit bağımlılığını (YKB) yani, incelenen ülkelerden herhangi birisinde meydana gelen makroekonomik şokun diğer ülkeleri de etkileyeceği varsayımını göz önünde bulunduran, yeni nesil panel eşbütünleşme analizi yöntemleri kullanılarak analiz edilmiştir.

Paneli oluşturan ülkeler arasında YKB'nin varlığı, Berusch-Pagan (1980) tarafından bulunan ve Pesaran vd. (2008) tarafından sapması düzeltilen LM_{adj} testi ile incelenmiş ve ham petrol fiyatları, GSYH ve enflasyon serilerinde ve eşbütünleşme denkleminde YKB olduğuna karar verilmiştir. Analizde serilerde birim kökün varlığı, serilerdeki YKB'yi dikkate alan CADF testiyle (Pesaran, 2007) analiz edilmiş ve serilerin düzeyde durağan olmayıp, birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri görülmüştür. Serilerin düzeyde durağan olmaması ham petrol fiyatlarında, ülkelerin GSYH ve enflasyonlarında meydana gelen şokların zaman içerisinde kaybolmadığını ve ülke ekonomilerini önemli ölçüde istikrarsızlaştırdığını gösterir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, Basher ve Westerlund (2009) tarafından geliştirilen, YKB ve yapısal kırılmaları dikkate alan test ile analiz edilmiş ve seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir.

Uzun dönem eşbütünleşme katsayıları, YKB'yi göz önünde bulunduran AMG yöntemiyle (Eberhardt ve Bond, 2009) tahmin edilmiş ve paneli oluşturan ülkelerin genelinde ham petrol fiyatında ve GSYH'da meydana gelen artışların enflasyonu artırıcı yönde etkilediği görülmüştür ve istatistiki olarak anlamlı ve yorumlanabilir düzeydedir. GSYH artışlarının enflasyonist etkisi, ham petrol fiyat artışlarının enflasyonist etkisinden fazladır. Nitekim ham petrol fiyatlarının %10 artması, enflasyonun %0.18, GSYH'nın %10 artması ise enflasyonun %4.67 oranında artışına yol açacaktır. Ham petrol fiyatlarının enflasyon etkisinin en yüksek olduğu ülkeler; İngiltere, Amerika, Hollanda, İspanya, Almanya ve Belçika'dır. Ülkeler özelinde incelendiği zaman; GSYH değişkeninin katsayısı ise incelenen 15 ülkenin 11'i için istatistiki olarak anlamlıdır. GSYH'nın enflasyonist etkisinin en yüksek olduğu ülkeler; Türkiye, İtalya, Avusturya, Hollanda, Fransa ve İsviçre'dir. Yunanistan ve İngiltere için ise katsayının negatif olduğu ve GSYH'nın enflasyonu azaltıcı yönde etkilediği bulgusu elde edilmiştir. İlgili ülkelerde ulusal piyasalarda akaryakıt ürünlerinin fiyatlandırılma sürecindeki vergi yükünün görece düşük olduğu düşünülmektedir.

Analiz sonucunda; ham petrol fiyat artışlarının enflasyonist etkileri literatürdeki çalışmalarla uyumlu olarak düşük düzeyde bulunmuştur. Burada üzerinde durulması gereken nokta, ham petrol ithal fiyatlarındaki artışlardan ziyade, özellikle ulusal piyasadaki fiyatlandırmanın enflasyonist etkileridir. Nitekim petrol şoklarında ulusal piyasalarda akaryakıt ürünlerinin fiyatları artarken, ters petrol şoklarında ise fiyatlar azalmamaktadır. Buna örnek olarak; Ukrayna'da meydana gelen "Kırım Sorunu"

sebebiyle 2014 yılında uluslararası piyasada yaklaşık 100\$ olan ham petrol varil fiyatlarının, 2015 yılında 45\$ civarına düşmesine rağmen gerek akaryakıt ürünlerinde gerekse enflasyonda kayda değer düşüşler meydana gelmemesi gösterilebilir. Başka bir ifadeyle, asimetrik ilişki söz konusudur. Sonuç olarak; ham petrol ithal fiyat artışlarının enflasyonist etkilerinin incelenmesinde, Huntington'ın (1998) belirttiği gibi, ham petrolün ithal fiyatının değil, ulusal piyasalarda petrol ürünleri satış fiyatının dikkate alınması daha sağlıklı sonuçlar verebilir. Nitekim Peker ve Mercan (2010, 2011), ham petrolden ziyade petrol ürünlerinin enflasyonist etkilerinin olduğuna dair kanıtlar sunmuştur. Bu durumda, ham petrolün enflasyonist etkileri aslında yurtiçi enerji piyasasında uygulanan fiyatlandırma politikasına bağlı olarak ortaya çıkmaktadır; yani, içsel faktörlerin daha belirleyici olduğu düşünülmektedir. Bu bağlamda temel girdi konumundaki akaryakıt ürünlerinde vergi yükünün azaltılması uygun olacaktır.

5. Referanslar

- ALVAREZ, L.J., HURTADO, S., SÁNCHEZ, I., THOMAS, C. (2011). The impact of oil price changes on Spanish and euro area consumer price inflation. *Economic Modelling*, 28, 422–431.ss.
- ANDERTON, R., BARRELL, R. (1995). The term and structural change in European labour markets: a study of 10 countries, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Band 131, Heft 1.ss.
- BAI, J., NG, S. (2004). A panic attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, 72(4). 1127-1178.ss.
- BARRELL, R., HALL, S. G., HURST, A.I.H., (2006). Evaluation policy feedback rules using the joint density function of a stochastic model. *Economic Letters*, 93 (1), October. 1-5. ss.
- BARRELL, R., KIRBY, S. (2007). Interest rates and the UK economy. *National Institute Economic Review*, 202, October, 61-4.ss.
- BARRELL, R., POMERANTZ, O. (2008). Oil prices and world inflation, *National Institute Economic Review*. 203. January. 31-34.ss.
- BARSKY, R.B., KILIAN, L. (2004). Oil and the macroeconomy since the 1970s. *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 115–134.ss.
- BASHER, S.A., WESTERLUND, J. (2009). Panel cointegration and the monetary exchange rate model. *Economic Modelling*, 26: 506-513.ss.
- BERNANKE, B.S., GERTLER, M., WATSON, M. (1997). Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1. 91–142.ss.
- BERUMENT, H., TAŞÇI, H. (2002). Inflationary effect of crude oil prices in Turkey. *Physica A*, 316, 568–580.ss.
- BEYAERT, A., CAMACHO, M. (2008). Tar panel unit root tests and real convergence, review of development economics. *Wiley Blackwell*, vol. 12(3), 668-681, 08.ss.
- BLANCHARD, OLIVIER J., GALI, J., (2007). The macroeconomic effects of oil shocks: Why are The 2000s so different from the 1970s? *NBER Working Paper Series*, p.w, 13368.ss.
- BREITUNG, J. (2005). A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. *Econometric Reviews*, 24(2): 151-173.ss.
- BREUER, B., MCNOWN, R., WALLACE, M. (2002). Series-Specific unit root test with panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(5): 527-546.ss.
- BROWN, STEPHEN P.A., YÜCEL, MINE K., (2002). Energy prices and aggregate economic activity: an interpretative study. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 42 (2), 193–208.ss.
- BOHI, DOUGLAS R., (1989). Energy price shocks and macroeconomic performance, *Washington, D.C.*
- BOHI, DOUGLAS R. (1991). On the macroeconomic effects of energy price shocks, *Resources and Energy*, 13, 145-162.ss.
- BOHI, DOUGLAS R., TOMAN, MICHAEL A. (1993). Energy security: Externalities and policies. *Energy Policy*, 21(11), 1093-1109.ss.
- BREUSCH, T.S., PAGAN, A.R. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification tests in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47(1): 239-53.ss.

- CARRION-I-SILVESTRE, J.L., BARRIO-CASTRO, T.D., LOPEZ-BAZO, E. (2005). Breaking the panels: *An Application to the GDP Per Capita*, *Econometrics Journal*, 8: 159-175. Ss.
- CARRUTH, A.A., HOOKER, M.A., OSWALD, A.J. (1998). Unemployment equilibria and input prices: Theory and Evidence for the United States, *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 80(4), pages 621-628, November.
- CASHIN, P., LIANG, H., MCDERMOTH, C.J. (2000). How persistent are shocks to world commodity prices? *IMF Staff Papers*, 47 (2).ss.
- CASTILLO, P, MONTORO C., TUESTA V. (2010). Inflation, oil price volatility and monetary policy. *Banco Central de Reserva del Perú Working Papers*. No: 2010-002.ss.
- CHAREMZA, WOJCIECH W., DEADMAN, DEREK, F. (1997). New directions in econometric practice: General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression, Second Edition, Edward Elgar Publishing, Cheltenham, UK.
- CHEN, S.S. (2009). Oil price pass-through into inflation, *Energy Economics*. 31(1), 126-133.ss.
- CHOI, I. (2001). Unit roots tests for panel data. *Journal of International Money And Finance*, 20, 229-272. ss.
- DANIEL, N.C. (1997). International interdependence of national growth rates: A structural trends analysis. *Journal of Monetary Economics*, 40: 73-96.ss.
- EBERHARDT, M., BOND, S.,(2009). Cross-section dependence in nonstationary panel models: *A Novel Estimator*, MPRA (Munich Personal RePEc Archive), Paper No: 17692. Erişim adresi: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/17692/>.
- GREGORIO J.D., LANDERRETICHE, O., NEILSON, C. (2007). Another pass-through bites the dust? Oil prices and inflation, *Working Paper, Central Bank of Chile*, (2007).ss.
- HADRI, K. (2000). Testing for stationarity in heterogenous panels, *Econometrics Journal*, 3: 148-161.ss.
- HAMILTON, J.D. (1983). Oil and the macroeconomy since world war II. *Journal of Political Economy*, 91(2) 228-248. ss.
- HAMILTON, J.D. (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics*, 38(2): 215-220. ss.
- HAMILTON J.D. (2003). What is an oil shock? *Journal of Econometrics*, 113, 363–398. ss.
- HAMILTON, J.D., HERRERA, A.M. (2004). Oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: The role of monetary policy: Comment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(2), 265–286.ss.
- HOOKER, M.A. (1996). What happened to the oil price macroeconomy relationship? *Journal of Monetary Economics*, 38, 195-213.ss.
- HOOKER, M.A. (1999). Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime, *Federal Reserve Board*, (71), 1-13.ss.
- 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.ss.
- HUNTINGTON, H.G. (1998). Crude oil price and U.S. economic performance: Where does the asymmetric reside, *Energy Journal*, 43, 1-24.ss.
- IM, K., PESARAN, H., SHIN, Y. (2003), Testing for unit roots in heterogenous panels, *Journal of Econometrics*, 115(1): 53-74.ss.
- JACQUINOT, P., KUISMANEN, M., MESTRE, R., SPITZER, M. (2009). An assessment of the inflationary impact of oil shocks in the Euro area. *The Energy Journal*, 30(1): 49-84.ss.
- JONES, DONALD W., LEIBY, PAUL N., (1996). The macroeconomic impacts of oil price shocks: A Review of Literature and Issues. *US Department of Energy*, No: DE-AC05-84OR21400.ss.
- JONES, DONALD W., LEIBY, PAUL N., PAIK, INJA K., (2003). Oil price shocks and the macroeconomy: What has been learned since 1996. *US Department of Energy*.ss.
- KATIRCIOĞLU, S., SERTOĞLU, K., CANDEMİR, M., MERCAN, M. (2015). Oil Price Movements and Macroeconomic Performance: Evidence from Twenty-Six OECD Countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 44(2015): 257-270. DOI: 10.1016/j.rser.2014.12.016

- KILLIAN, L. (2008). A comparison of the effects of exogenous oil supply shocks on output and inflation in the G7 countries. *Journal of the European Economic Association*, 6(1), 78–121.ss.
- KIM, I. M., LOUNGANI, P. (1992). *The Role of Energy in Teal Business Cycles Journal of Monetary Economics*, 29: 173-189.ss.
- KIBRİTÇİOĞLU, A., KIBRİTÇİOĞLU, B. (1999). Ham Petrol ve Akaryakıt Ürünü Fiyat Artışlarının Türkiye'deki Enflasyonist Etkileri, *T.C. Başbakanlık Hazine Müsteşarlığı, Araştırma ve İnceleme Dizisi*, 21.ss.
- LEE, B.R., LEE, K., RATTI, R.A. (2001). Monetary policy, oil price shocks, and the Japanese economy. *Japan and the World Economy*, 13:321-49.ss.
- LEBLANC, M., CHINN, M.D. (2004). Do high oil prices presage inflation? *Business Economics*, 39(2), 38–48.ss.
- LEVIN, A., LIN, C.F., CHU, C.S.J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 108: 1-24.ss.
- MADDALA, G.S., WU, S. (1999). A Comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 631-652.ss.
- MORK, K.A. (1989). Oil and the macroeconomy when prices go up and down: An extension of Hamilton's results. *Journal of Political Economy*. 91,740-744.ss.
- MORK, K.A. (1994), Business cycles and the oil market, *Energy Journal*, 15 special issue: 15-38.ss.
- MORY, J.F. (1993). Oil price and economic activity: Is the relationship symmetric?, *The Energy Journal*, 14(4), 151-161.ss.
- OMAY, T., HASANOV, M., UÇAR, N. (2014). Energy consumption and economic growth: Evidence from nonlinear panel cointegration and causality tests. *Applied Econometrics*, 34(2): 36-55.ss.
- PEKER, O., MERCAN, M. (2010). Ham petrol ithal fiyatlarıyla enflasyon arasındaki ilişki: Türkiye analizi. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 47 (540), 25-32.ss.
- PEKER, O., MERCAN, M. (2011). The inflationary effect of price increases in oil products in Turkey. *Ege Academic Review*, 11 (4), 553-561.ss.
- PESARAN, M.H., (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics*, 435. ss.
- PESARAN, M.H., (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4): 967-1012.ss.
- PESARAN, M.H., (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22: 265–312.ss.
- PESARAN, M.H., ULLAH, A., YAMAGATA, T. (2008). A bias-adjusted lm test of error cross-section independence. *Econometrics Journal*, 11(1): 105-127.ss.
- PESARAN, M.H., YAMAGATA, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1): 50–93.ss.
- ROEGER, W. (2005). International oil price changes: impact of oil prices on growth and inflation in the EU/OECD. *International Economics and Economic Policy*, 2:15-32.ss.
- SWAMY, P. A. V. B. (1970). Efficient inference in a random Coefficient regression model. *Econometrica*, 38(2), 311-323.ss.
- TATOM, J. (1988). Are the macroeconomic effects of oil price changes symmetric? *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 28, 325-368.ss.
- TAYLOR, M., SARNO, L. (1998). The Behaviour of real exchange rates during the post-bretton woods period. *Journal of International Economics*, 46, 281-312.ss.
- TAYLOR, J.B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44 (7), 1389–1408.ss.
- TREHAN, B. (2005). Oil price shocks and inflation. *FRBSF Economic Letter*, 28, 1-3.ss.
- WU, M.H., NI, Y.S. (2011). The effects of oil prices on inflation, interest rates and money. *Energy*, 36, 4158-4164.ss. Erişim adresi: <http://und.web.tr/tr/78/akaryakit-fiyatlari>, Erişim Tarihi: 20.08.2015