

*Petrol Fiyatlarındaki Değişikliğin Türkiye İmalat Sanayi Ve İstihdamı Üzerindeki Etkileri**

Effects of Changes in Oil Prices Over Turkish Manufacturing Industry and Its Employment Levels

Hasan AZAZI**
Özgür TOPKAYA***

ÖZ

Petrol imalat sanayinde kullanılan en önemli enerji kaynaklarından birisini oluşturmaktadır. Siyasi ya da ekonomik olsun herhangi bir neden ile meydana gelen petrol şokları Türkiye’de olumsuz etkilere neden olmuştur. Olumsuz etkilerin imalat sanayindeki etkilerinin ortaya konması çalışmanın önemini teşkil etmektedir. Çalışmada petrol fiyatlarındaki değişikliğin Türkiye imalat sanayi ve istihdamı üzerindeki etkileri incelenmektedir. Çalışmada veri olarak; ‘Zaman Serisi’ modellemesinde kullanılmak üzere, 1978 ile 2014 yılları arasındaki Brent Petrol fiyatları, Türkiye imalat sanayi kapasite kullanım oranları ve Türkiye imalat sanayi çalışan sayıları verileri değerlendirilmektedir. Brent petrol fiyatları bağımsız değişken iken Türkiye imalat sanayi kapasite kullanım oranı ile Türkiye imalat sanayi çalışan sayıları bağımlı değişken olarak incelenmiştir. Değişkenler arasında iki farklı modelleme kurularak ilişkilerine ayrı ayrı bakılmıştır. İmalat sanayinin petrol fiyatlarından doğrudan etkilendiği ancak imalat sanayi istihdamının aynı derece etki göstermediği de çalışmada ortaya çıkmıştır.

ANAHTAR KELİMELELER

Brent Petrol Fiyatları, İmalat sanayi Kapasite Kullanım Oranı, İmalat Sanayi İstihdam Oranı

ABSTRACT

Oil is one of the most important sources of energy in the manufacturing industry. Oil shocks whether for economic or political reasons have caused adverse effects over Turkey. The study aims to investigate the relationship between changes in oil prices and Turkish manufacturing industry and its employment levels. Data of the study consists of Brent oil prices between the years of 1978 and 2014, capacity usage ratio of Turkish manufacturing industry and number of employed persons in manufacturing industry to realize time series modeling. Brent oil prices constitute the independent variable while capacity usage ratio and number of employed persons in Turkish manufacturing industry form the dependent variables. Two different modeling were established among the variables and their relations were tested separately. The study found that oil prices affected manufacturing industry directly and employment indirectly.

KEYWORDS

Brent Petrol Prices, Manufacturing Industry Capacity Utilization Rate, Manufacturing Employment Rate

Makale Gönderim Tarihi: 16/12/2016

Makale Kabul Tarihi:28/02/2017

* Bu çalışma Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü’nde Hasan AZAZI’nin “Petrol Fiyatlarındaki Değişikliğin Türkiye İmalat Sanayi ve İstihdamı Üzerindeki Etkileri” isimli 2015 yılında kabul edilmiş olan yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

** Doktora Öğrencisi, Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı

*** Yrd. Doç. Dr., Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Biga İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Çalışma Ekonomisi Anabilim Dalı Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri Bölümü

GİRİŞ

Petrol, ülke ekonomilerinin gerçek itici gücü konumundaki imalat sanayinin en önemli girdisidir. Ancak petrol enerjisinin bütün coğrafyalara eşit olarak dağılım göstermemesi söz konusu kaynağın tedarik edilmesinde bazı ülkeler açısından yüksek maliyet sorununu beraberinde getirmektedir. Petrol fiyatları Ortadoğu’da yaşanan savaşlar ile birlikte zaman zaman normal fiyatının üç katına kadar yükselmiş ve bu durum özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ve imalat sanayisi petrole bağlı ülke ekonomilerini olumsuz yönde etkilemiştir.

İmalat sanayisi petrole bağımlı ve petrol kaynağı bakımından yoksul olan ülke ekonomileri, ithalata bağımlı ihracat modelini benimsemek zorunda kalmaktadır. Bu durumda petrol fiyatlarındaki değişiklik, bahsi geçen ülke ekonomilerinde anında reaksiyona yol açar. İmalat sanayindeki bu reaksiyon, ülkelerin büyüme ve istihdam kalemlerinde de kendini gösterir. Diğer bir deyişle, imalat sanayi bir ülkede reel büyümeyi sağlayan sektörlerin bütünüdür ve en çok istihdamı yine bu sektörler sağlamaktadır. O halde petrol fiyatlarında yaşanan değişim imalat sanayini ve dolayısıyla imalat sanayi istihdamını da etkilemektedir.

Çalışmanın ilk bölümünde; konuyla ilgili literatür taramasına yer verilmektedir. İkinci kısımda ise veri ve yöntem kısmından başlayarak petrol fiyatlarındaki değişimlerin Türkiye imalat sanayisi ve imalat sanayi istihdamı üzerine olan etkileri bir modelleme ile araştırılacaktır. Çalışmada amaç imalat sanayinin petrol enerjisine olan bağımlılığının üzerinde durmaktır. Ekonomik büyüme bakımından önemli olan imalat sanayinin incelenmesi çalışmanın önemini vurgulamaktadır.

1. LİTERATÜR TARAMASI

Petrol fiyatlarındaki dalgalanmanın, ülke ekonomilerinde yarattığı etkileri açıklamaya yönelik birçok ampirik çalışma yapılmıştır. İktisat literatürüne bakıldığında petrol fiyatları ile makro ekonomik aktivite arasındaki ters yönlü ilişkiyi ortaya koyan birçok ampirik çalışma bulunmaktadır. Özellikle gelişmiş ülkeler için yapılan çalışmaların yanı sıra gelişmekte olan ülkelerde de konu üzerinde durulmaya başlanmıştır.

Petrol fiyatlarındaki değişikliğin makroekonomik göstergeler üzerindeki etkilerini ortaya koyan çalışmalar 1972 ve 1979 Petrol Şokları ile önem kazanmıştır. Hamilton (1983) ve Hooker (1996)’ da yaptıkları çalışmalarla bu araştırmalara öncülük etmişlerdir. Bu alandaki çalışmalar genellikle petrol fiyatları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ölçen çalışmalar olmuştur. Petrol fiyatlarındaki değişiklik ekonomik ve sektörel büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamak için genellikle VAR (Vector Autoregression) ve SVAR (Structural Var) modellemeleri kurulmuştur. Çalışmalarda genellikle ABD ve OECD ülkeleri üzerine odaklanılmıştır. Ayrıca petrol fiyatlarındaki değişikliğin imalat sanayi üzerine etkilerine yönelik çalışmalar sınırlıdır.

Hamilton (1983), ABD’de yaptığı çalışmada; 1948 ile 1980 yılları arasındaki verileri kullanarak Granger Nedensellik Testi ve Regresyon Analizi yaparak petrol fiyatlarındaki değişik ve ekonomik büyüme arasında negatif bir ilişki olduğunu bulmuştur.

Hooker (1996), ABD’de yaptığı çalışmada; 1948 ile 1994 yılları arasındaki verileri kullanarak Granger Nedensellik Testi ve VAR Analizi modeli kurdu ve ABD’de 1973 yılına kadar petrol fiyatlarının işsizlik, büyüme gibi çeşitli makroekonomik değişkenleri etkilediğini ancak 1973 yılını takiben bu etkinin söz konusu olmadığını ortaya koymuştur.

Kim ve Willett (2000), yirmi üç OECD ülkesini kapsayan çalışmalarında; 1962 ile 1993 yıllarını kapsayan verileri kullanarak Panel Regresyon modeli kurmuş ve yine petrol fiyatları ile ekonomik büyüme arasında negatif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Lee ve Ni (2002), ABD’de yapılan çalışmalarında; 1959 ile 1997 yılları arasındaki verileri kullanarak Vektör Otoregrasyon (VAR model) uygulaması yapmışlar ve artan maliyetler yüzünden petrol fiyatlarındaki yükselmenin petrolün hammadde olarak kullanılan endüstrileri negatif yönde etkilediği sonucuna varmışlardır.

Cobo-Reyes ve Quiros (2005), ABD’de yaptıkları çalışmada; 1963 ile 2004 yıllarının kapsayan verileri kullanarak Makrov Swiching model uygulamışlar ve bu uygulamada petrol fiyatlarındaki artışın endüstriyel üretimi negatif yönde etkilediğini bulmuşlardır.

Ayadi (2005), Nijerya’da yaptığı çalışmada; 1980 ile 2004 yıllarına ait veriler kullanarak VAR model kurmuş ve petrol fiyatlarındaki değişimin endüstriyel üretim üzerine etkileri olmadığını bulmuştur.

Kliesen (2006), ABD’de yaptığı çalışmada; 1979 ile 2006 yılları arasındaki verileri kullanarak Regresyon Analizi uygulamış ve doğal gaz fiyatlarındaki değişikliğin ekonomik büyüme üzerine etkilerinin öngörülemediği ancak; petrol fiyatlarındaki artışın ekonomik büyüme üzerine önemli bir biçimde etki ettiğinin öngörülebildiği sonucuna ulaşmıştır.

Jiranyakul (2006), Tayland'da yaptığı çalışmasında; 1990 ile 2004 yılları arasındaki verileri kullanarak Johansen Eşbütünleşme testi uygulamış ve petrol şoklarının endüstriyel üretim üzerinde uzun dönemde pozitif bir etkiye sahip olmasına karşın kısa dönemde bu etkinin negatif yönde olduğu sonucuna varmıştır.

Jimenez –Rodriguez (2007), altı tane OECD ülkesini kapsayan (Fransa, Almanya, İtalya, İspanya, Birleşik Krallık ve ABD) çalışmasında; 1975 ile 1998 yılları arasındaki verileri kullanarak VAR model uygulamış ve uygulamanın kapsadığı bütün ülkelerde petrol fiyatlarındaki artışın toplam imalat çıktısını azalttığı sonucuna ulaşmıştır.

Bredin vd. (2008), G-7 ülkelerini kapsayan çalışmalarında; 1974 ile 2007 yılları arasındaki verileri kullanarak SVAR (Structural VAR) modeli kurmuş ve petrol fiyatlarındaki değişimin Kanada, Fransa, Birleşik Krallık ve ABD ülkelerinin endüstriyel üretimi üzerinde negatif etkiye sahip olduğu sonucuna varmışlardır.

Lippi ve Nobili (2008), ABD'de yaptıkları çalışmada; 1973 ile 2007 yılları arasındaki verileri kapsayarak oluşturdukları SVAR modellemesinde endüstriyel üretimde petrol şoklarından sonra azalmalar meydana geldiği sonucuna vardılar.

Mehrara ve Sarem (2009) İran, Suudi Arabistan ve Endonezya'yı kapsayan çalışmalarında; 1970 ile 2005 yılları arasındaki verileri kullanarak Gregory ve Hansen Eşbütünleşme ve Granger Nedensellik testlerini uygulamış, petrol fiyatlarının İran ve Suudi Arabistan'ın endüstriyel üretiminde doğrudan etkili olmadığı sonucuna varmışlardır.

Kumar (2009), Hindistan'ı kapsayan çalışmasında; 1975 ile 2004 yılları arasındaki verileri kullanmıştır. Kumar bu veriler ile VAR modeli kurulmuş ve petrol şoklarının endüstriyel üretim miktarı üzerinde negatif etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Alper ve Torul (2009), Türkiye'yi kapsayan çalışmalarında; 1990 ile 2007 yılları arasındaki verileri kullanarak VAR modeli kurmuşlardır. Çalışmanın sonucunda petrol fiyatlarındaki artışın imalat sanayindeki bütün sektörleri etkilemediğini, petrol fiyatlarındaki artışın sadece bazı sektörler üzerinde olduğu sonucuna varmışlardır.

Guidi (2009), Birleşik krallığı kapsayan çalışmasında; 1970 ile 2005 yılları arasındaki verileri kullanarak VAR modeli kurmuştur. Çalışmanın sonucunda petrol fiyatlarındaki artışın imalat sanayi çıktısında azaltıcı bir etkiye sahip olduğu ancak ters etkinin yani petrol fiyatlarındaki azalmanın endüstriyel çıktı üzerine olumlu yansımalarının görülmediği sonucuna varmıştır.

Şahbaz (2010), Türkiye'yi kapsayan çalışmasında; 1998 yılının ilk üç ayı ile 2008 yılının ikinci üç ayı arasındaki verileri kullanarak zaman serisi modelinin Eşbütünleşme ve Granger Nedensellik gibi testlerini kullanmış ve imalat sanayinin ithalata bağımlı olduğu, imalat sanayindeki büyümenin istihdamda beklenen etkiyi yaratmayacağı sonucuna varmıştır.

Mordy ve Adebıy (2010), Nijerya'yı kapsayan çalışmalarında; 1999 ile 2008 yılları arasındaki verileri kullanarak oluşturdukları SVAR modelle petrol fiyatlarındaki artışın çıktıyı negatif yönde yani petrol fiyatları arttığında imalat sanayi çıktısının azaldığı sonucuna ulaşmışlardır.

Ekşi vd. (2011), yedi OECD ülkesini kapsayan çalışmalarında; 1997 ile 2008 yılları arasındaki verileri kullanarak Johansen Eşbütünleşme ve Granger Nedensellik testi uyguladılar ve kısa dönem olmasıyla beraber Fransa dışındaki ülkelerde ham petrol fiyatlarındaki değişimin imalat sanayi çıktısını doğrudan etkilemediği sonucuna ulaşmışlardır.

Farhani (2012), ABD'yi kapsayan çalışmasında; 1960 ile 2009 yılları arasındaki verileri kullanarak kurduğu Basit ve Dinamik Regresyon ve VAR model ile petrol fiyatlarının zayıf ya da güçlü etkilerinin olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Kılıç ve Bayar (2014), 18 Avrupa Birliği ülkesini kapsayan çalışmalarında; 2001 Ocak ayı imalat sanayi, petrol ve doğal fiyatları ile 2013 Eylül'e kadar olan veriler kullanılarak Panel Veri Analizi uygulaması yapmışlardır. Çalışmanın sonucunda petrol ve doğal gaz fiyatlarının imalat sanayi üzerindeki temel belirleyici olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

2. VERİ VE YÖNTEM

Oluşturulan Zaman Serisi modelinde kullanılan imalat sanayi kapasite kullanım oranları rakamları TCMB (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası), imalat sanayi çalışan sayıları TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu) ve Brent Petrol fiyatları BP Statistical Overview of Energy 2014 kaynaklarından derlenmiştir. Modelde 1978 ile 2014 yılları arasındaki yıllık veriler kullanılmıştır. Kullanılan verilerin hem düzey değerlerindeki durağan olmayan hem de farkı alındıktan sonra durağan yapıya gelen zaman yolu grafikleri verilmiştir.

Petrol fiyatlarındaki değişikliğin Türkiye imalat sanayi ve istihdamı üzerine etkilerinin araştırıldığı tez çalışmasında oluşturulan modeller aşağıdaki gibidir.

Model 1: $KAPASİTE_t = \beta_0 + \beta_1 PETROL_t + e_t$

Model 2: İSTİHDAM = $\beta_0 + \beta_1 \text{PETROL} + z_t$

Model 1 ve Model 2 de yer alan değişkenler ise şu şekildedir;

KAPASİTE : İmalat Sanayi Kapasite Kullanım Oranı

İSTİHDAM : İmalat Sanayi Çalışan Oranı

PETROL : Brent Petrol Fiyatları

Model 1’de imalat sanayi kapasite kullanım oranı bağımlı değişken alınırken petrol fiyatları ve imalat sanayi istihdam oranı bağımsız değişken olarak alınmıştır. Model 2’de ise imalat sanayi istihdam oranı bağımlı değişken, petrol fiyatları ve imalat sanayi kapasite kullanım oranı da bağımsız değişken olarak alınmıştır.

2.1. Durağanlık Sınaması: Birim Kök Testi

Durağanlık sınavında bir zaman serisinin istatistiksel analizine geçmeden önce o seriye ait sürecin zaman içinde sabit olup olmadığına bakılır. Kullanılan seriler ile yapılacak olan regresyon analizlerinde standart varsayımlardan durağanlık, etkin ve tutarlı tahmin elde edebilmek için gerekli bir koşuldur. Zaman serisinin durağan hale getirilmemesi sonucu tahminler sapmalı ve tutarsız olacaktır. Bu açıdan modelde yer alacak değişkenlerin durağan olması gereklidir (İğde, 2010: 5-6; Gujarati, 2011: 710-720; Karanfil, 2014: 67-68).

Durağan olarak ifade edilen zaman serileri, ortalaması ve varyansı zaman içinde sabit olan ve iki dönem arasındaki kovaryansı zamana bağlı değil değişkenler arasındaki gecikmeye bağlı olmasıdır. Eğer seri durağan değilse birim kök sınavı ile durağanlık analizi yapılabilmektedir. Durağanlık analizinde en genel hali ile aşağıdaki denklemi ele alabiliriz.

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

Burada, u_t ortalaması sıfır, varyansı sabit ve ardışık bağımlı olmayan hata terimi olmaktadır. Zaman serisinin durağan olmaması durumunda ise yani seri rassal yürüyüş sergiliyorsa fark alma işlemi uygulanarak durağanlık yakalanabilir. Eğer seri farkı alındıktan sonra durağan hale geliyorsa, başlangıçtaki bu rassal yürüyüş serisi o farktan bütünleşiktir. Birinci dereceden bütünleşikse I (1) olarak, ikinci dereceden bütünleşikse I (2) olarak gösterilir. (Bayraktutan ve Arslan, 2003: 93-94; Gujarati, 2011: 713-720). Durağanlık analizinde çeşitli testler yer almaktadır. Bu çalışmada durağanlık analizi için Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips – Perron birim kök testleri kullanılmıştır.

Yukarıdaki (1) nolu denklemden hareketle Dickey-Fuller birim kök aşağıdaki gibi verilmektedir.

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \Phi_3 Y_{t-3} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + u_t \quad (2)$$

Burada birinci dereceden bir otoregresif süreç modeline göre hata terimi serisel korelasyonlu olacağı için bir dönüşüm yapılması gerekir. Yani modele değişkenin gecikmeli değerleri ya da hata teriminin aldığı değerler eklenmektedir. Dolayısıyla Dickey-Fuller testinde bu süreç (3) nolu denklemde fark alma işlemi olarak verilmektedir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \delta_p \Delta Y_{t-p} + u_t \quad (3)$$

Yukarıdaki denklemlerde yer alan δ_i Φ ’ların genel fonksiyonlarını, Δ simgesi de fark işlemcisini göstermektedir. Daha sonra Dickey-Fuller sürecinden Artırılmış Dickey-Fuller (ADF) denklemlerinin oluşturulması sabitli ve trendli modele göre aşağıdaki gibidir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 323). Denklemde yer alan μ sabit teriminin anlamsız çıkması bile denkleme dahil edilmemesi sonucunda durağan yapının bozulabileceğinden ve zaman serilerinde belli bir başlangıç değerinin olması gerektiğinden denkleme dahil edilmektedir (Franses, 1998: 80-89).

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + u_t \quad (4)$$

Dickey-Fuller birim kök testinde (4) nolu denklemde olduğu gibi bağımlı değişkenin gecikmelerinin Dickey-Fuller denklemlerine eklenmeleri bu denklemleri genişletmektedir.

Kullanılan veriler için Tablo 1’de yer alan ADF birim kök testi sonuçları değerlendirildiğinde modelde yer alan değişkenlerin düzey değerlerinde yani seviye değerlerinde durağan yapıya sahip olmadığı görülmüştür. Yukarıda açıklandığı üzere temel hipotez red edilememiştir. Dolayısıyla seriler birim kök içermekte ve birim kök test uygulanması gerekmektedir. Serilere fark alma işlemi uygulandıktan sonra durağanlaştığı görülmektedir. ADF birim kök testine göre farkı alınan serilerin durağan hale geldiği ve alternatif hipotezin kabul edildiği sonucuna ulaşılmıştır. Buradan hareketle imalat sanayi kapasite kullanım oranı, petrol fiyatları ve imalat sanayi istihdam oranı değişkenleri % 1 anlamlılık seviyesinde farkı alındığında durağan hale gelmiştir. Kısaca ArtırılmışDickey-Fuller birim kök testi sonucunda kullanılan serilerin birinci dereceden entegre I(1) çıktığı söylenebilir.

Tablo 1. Artırılmış Dickey-Fuller Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF Test İstatistiği	Kritik Değer*
KAPASİTE	-2.413823	-4.234972
Δ KAPASİTE	-7.602371	-4.243644
İSTİHDAM	-0.638851	-4.234972
Δ İSTİHDAM	-6.254952	-4.243644
PETROL	-1.411553	-4.234972
Δ PETROL	-4.297209	-4.273277

Gecikme değerleri Akaike Bilgi Kriterine göre alınmıştır.

* Kritik değerler % 1 anlamlılık düzeyinde sabitli-trendli modele göre oluşturulmuştur.

Δ işareti birinci farkı vermektedir.

Durağanlık sınamasında analizde kullanılan diğer birim kök testi Phillips-Perron birim kök testidir. Phillips-Perron test sürecinde ADF testine göre hata terimleri arasında korelasyon olmadığı varsayımı genişletilerek farklı bir model yapısı dikkate alınmıştır (Ümit, 2007: 163);

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

$$y_t = \alpha^*_0 + \alpha^*_1 y_{t-1} + \alpha^*_2 (t-T/2) + u_t \quad (6)$$

Yukarıdaki denklemlerde T gözlem sayısını verirken, u_t de hata terimini ifade etmektedir. Hata terimleri arasında serisel korelasyonun olmadığını belirten ifade hata u_t teriminin ortalamasının sıfıra eşit olması demektir.

Ele alınan dönem boyunca meydana gelen yapısal değişimler veya şoklar test sonuçlarını etkileyebilmektedir. Bu açıdan Phillips-Perron testi ADF testine göre yapısal değişimleri dikkate aldığı için durağanlık test sürecinde daha uygun görülmektedir.

ADF süreci Phillips-Perron sınamasında otoregresif ve hareketli ortalama sürecine dönüştürülerek genişletilmiştir. Bu değişim sonucunda hareketli ortalama sürecinin kullanılması trend durağanlık testinin daha güçlü yapılabilmesine imkan tanımıştır. Kısaca Phillips-Perron birim kök testinde hareketli ortalama sürecinin artan olması ile trend durağanlık için yapısal kırılmalar da dikkate alındığından ADF testine göre daha kuvvetli sonuçlar vermektedir. Fakat diğer açıdan hareketli ortalama sürecinin azalan olduğu durumda hata teriminin ortalamasının beklenen değeri sıfıra yaklaştığından ADF testi Phillips-Perron testine göre daha kuvvetlidir. Yapısal kırılmalara göre oluşturulan Phillips-Perron testinde Artırılmış Dickey-Fuller süreci aşağıda olduğu gibi verilmektedir:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_1 + \theta D(T_B)_t + \delta DU_t + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \rho_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_1 + \delta DU_t + \gamma DT_t + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \rho_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (8)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_1 + \theta D(T_B)_t + \delta DU_t + \gamma DT_t + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \rho_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (9)$$

Yukarıdaki modellere yönelik Phillips-Perron sürecinde durağanlığın belirlenmesi için $\alpha_1 = 1$ istatistiği Peron'un t kritik değeri ile karşılaştırılarak karar verilir. Bu süreçte $t_a^i(\gamma)$ değeri ile ifade edilen değer hesaplanan değeri vermektedir. Bu istatistikler $\gamma = T_B/T$ olarak kırılma dönemine bağlıdır. Burada T gözlem sayısı, T_B kırılma yılı, γ da kırılma döneminin yerini verir. Durağanlık sınaması için $t_a^i(\gamma) < K_a(\gamma)$ olursa temel hipotez red edilir, yani alternatif hipotez kabul edilir. Alternatif hipotezin kabul edilmesi yapısal kırılma ile trend durağanlığı ifade etmektedir. Başka bir deyişle temel hipotez red edildiğinde durağanlık yakalanmış olur (Ümit, 2007: 166; İğde, 2010: 21-22).

Phillips-Perron birim kök test sürecine yönelik Tablo 2.'de yer alan sonuçlara bakıldığında % 1 anlamlılık düzeyinde serilerin düzey değerinde birim kök içerdiği görülmektedir. Birim kök içermesi neticesinde düzey değerlerinde temel hipotez kabul edilmektedir. Durağanlığın sağlanmaması anlamına gelen bu durumu ortadan kaldırmak için fark alma işlemi uygulanmıştır. Her üç değişken içinde görüldüğü gibi fark alma işlemi sonucunda serilerin birim kök içermediği ve durağan yapıya geldiği belirlenmiştir. Başka bir ifadeyle söz konusu değişkenlere fark alma işlemi uygulandığında temel hipotez red edilmiş, alternatif hipotez kabul edilmiştir. Alternatif hipotezin kabul edilmesiyle birlikte % 1 anlamlılık düzeyinde durağanlık yakalanmıştır. Kısaca durağanlık sınamasında Artırılmış Dickey-Fuller ve Phillips-Perron süreci içinde serilerin birinci dereceden entegre I(1) çıktığı görülmüştür.

Tablo 2. Phillips – Perron Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Phillips – Perron Test İstatistiği	Kritik Değer*
KAPASİTE	-2.323783	-4.234972
Δ KAPASİTE	-8.057590	-4.243644
İSTİHDAM	-0.447601	-4.234972
Δ İSTİHDAM	-6.395979	-4.243644
PETROL	-1.411553	-4.234972
Δ PETROL	-8.959584	-4.243644

* Kritik değerler % 1 anlamlılık düzeyinde sabitli-trendli modele göre oluşturulmuştur.

Δ işareti birinci farkı vermektedir.

2.2. Eşbütünleşme Analizi

Durağan olmayan zaman serilerinde en küçük kareler tahmin sonuçları güvenilir olmayan sahte ilişkilere neden olmaktadır. Durağan seriler ile yapılan tahmin sonuçları ise güvenilir sonuçlar vermektedir. Durağan olmayan seriler farkı alındığında durağanlaşıyor ve aynı dereceden bütünlük oluyor ise bu değişkenlerin birbirinden fazla uzaklaşamayacağı ve eşbütünleşik olabileceği belirtilmektedir (Özsoy, 2007: 159). Eşbütünleşme analizinde durağan dışı değişkenlere yönelik aralarında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı araştırılmaktadır. Yapılan bu çalışmada ise eşbütünleşme analizinde modelde yer alan değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını Johansen eşbütünleşme yaklaşımları kullanılarak araştırılmıştır.

2.3. Johansen Eşbütünleşme Yaklaşımı

Johansen yaklaşımında modelde yer alan değişkenler içsel olarak alınır. Bu içsel olarak alınan değişkenler kendi gecikmeli değerleri ile diğer tüm değişkenlerin gecikmeli değerlerinin doğrusal bir fonksiyonu olarak belirtilir. Johansen eşbütünleşme yaklaşımında eşbütünleşik vektör sayısı hata düzeltme denklemindeki matrisin sırasına eşittir. Bu yönteminin ilk adımı matrisin sırasına yöneliktir (Kennedy, 2006: 367-370).

Johansen eşbütünleşme yaklaşımında ele alınan değişkenler denklemde temel olarak (10) nolu denklemde olduğu gibi verilebilir;

$$Y_t = X_1Y_{t-1} + X_2Y_{t-2} + \dots + X_kY_{t-k} + \epsilon_t \quad (10)$$

Bu yaklaşımda değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi için şu durumlar söz konusu olmaktadır:

- Eğer modelde yer alan değişken sayısı uzun dönem katsayı matrisinin rankına eşit ise Y_t vektöründeki değişkenler durağan olacaktır.

- Rank sıfır olduğunda ise Y_t vektöründeki değişkenler arasında doğrusal bir ilişki söz konusu olmayacak ve dolayısıyla uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi de olmayacaktır.
- Uzun dönem katsayı matrisinin rankı modeldeki değişken sayısından büyük olduğunda bu durum değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşmenin olduğunu göstermektedir.

Johansen eşbütünleşme sınavında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığına iz (λ_{iz}) ve maksimum özdeğer (λ_{max}) istatistikleri dikkate alınarak kritik değerler ile karşılaştırılarak karar verilir. Söz konusu istatistikler şu şekilde oluşturulmaktadır;

$$\lambda_{iz}(r) = -T \sum_{i=r+1}^m \ln(1-\lambda_i) \quad \text{ve} \quad \lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1-\lambda_{r+1})$$

Hesaplanan istatistiklerde, T gözlem sayısını, r uzun dönem parametresinin rankını, m modeldeki değişken sayısını, λ_i uzun dönem parametresinin tahmin edilen karakteristik köklerini ve λ_{r+1} öz değer istatistiğinin tahminlerini ifade etmektedir. Hipotezler ise aşağıdaki gibidir.

(λ_{iz}) istatistiği için;

$$H_0: r = 0, \quad H_1: r \geq 1,$$

$$H_0: r \leq 1, \quad H_1: r \geq 2,$$

.....

$$H_0: r \leq m-1, \quad H_1: r \geq m,$$

(λ_{max}) istatistiği için ise;

$$H_0: r = 0, \quad H_1: r = 1,$$

$$H_0: r \leq 1, \quad H_1: r = 2,$$

.....

$$H_0: r \leq m-1, \quad H_1: r = m,$$

şeklinde oluşturulur. Hesaplanan iz (λ_{iz}) ve maksimum özdeğer (λ_{max}) istatistikleri kritik değerlerden büyük çıkarsa temel hipotez red edilerek değişkenlerin eşbütünleşik olduğu sonucuna varılır. Başka bir ifadeyle temel hipotez red edilerek alternatif hipotez kabul edilmesi durumunda değişkenler uzun dönemli bir ilişki içindedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 505-513).

Johansen eşbütünleşme analizinde VAR analizi öncesi tahmin edilen gecikme uzunlukları model (1) ve model (2) için yer alan seçim kriterlerine göre uygun gecikmenin birinci gecikme olduğu belirlenmiştir. Daha sonra da VAR modelinde belirlenen gecikme ile Johansen eşbütünleşme testi ve varyans ayrıştırılması yapılmıştır.

Tablo 3. Model (1) için Johansen Eşbütünleşme Maksimum Öz Değer Testi Sonuçları

H ₀	H ₁	Eigen değeri	Test İstatistiği	% 5 Kritik Değer	Olasılık değeri
r = 0	r = 0	0.5505	27.18	19.38	0.0030
r ≤ 1	r = 1	0.4181	18.41	12.51	0.0046

Tablo 3' teki sonuçlara bakıldığında maksimum özdeğer (λ_{max}) test istatistiklerine göre değişkenler arasında herhangi bir eşbütünleşme vektörünün olmadığını belirten temel (H₀) hipotez red edilerek alternatif hipotez (H₁) kabul edilmiştir. Dolayısıyla olasılık değerlerinden de görüldüğü gibi alternatif hipotez kabul edilmiştir. Ayrıca birden fazla eşbütünleşme vektörü olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 4. Model (1) için Johansen Eşbütünlüme İz Testi Sonuçları

H ₀	H ₁	Eigen değeri	Test İstatistiği	% 5 Kritik Değer	Olasılık değeri
r = 0	r ≥ 0	0.5505	45.60	25.87	0.0001
r ≤ 1	r ≥ 1	0.4181	18.41	12.51	0.0046

Tablo 4' ya bakıldığında ise iz (λ_{iz}) test istatistiklerine göre de değişkenler arasında herhangi bir eşbütünlüme vektörünün olmadığını belirten temel (H₀) hipotez red edilerek alternatif (H₁) hipotez kabul edilmiştir.

Tablo 5. Model (2) için Johansen Eşbütünlüme Maksimum Öz Değer Testi Sonuçları

H ₀	H ₁	Eigen değeri	Test İstatistiği	% 5 Kritik Değer	Olasılık değeri
r = 0	r = 0	0.5299	25.66	19.38	0.0054
r ≤ 1	r = 1	0.3190	13.03	12.51	0.0405

Maksimum özdeğer (λ_{max}) test istatistiği sonucuna göre Tablo 5' de değişkenler arasında herhangi bir eşbütünlüme vektörünün olmadığını belirten temel (H₀) hipotez red edilmiştir. Alternatif hipotez kabul edilmiştir.

Tablo 6. Model (2) için Johansen Eşbütünlüme İz Testi Sonuçları

H ₀	H ₁	Eigen değeri	Test İstatistiği	% 5 Kritik Değer	Olasılık değeri
r = 0	r ≥ 0	0.5299	38.73	25.87	0.0007
r ≤ 1	r ≥ 1	0.3190	13.06	12.51	0.0405

Tablo 6' a bakıldığında ise iz (λ_{iz}) test istatistiklerine göre de değişkenler arasında herhangi bir eşbütünlüme vektörünün olmadığını belirten temel (H₀) hipotez red edilerek alternatif (H₁) hipotez kabul edilmiştir. Bu durumda her iki model içinde elde edilen sonuçlara göre Johansen eşbütünlüme analizinde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı belirlenmiştir.

2.4. Nedensellik Analizi

Nedensellik analizinde Granger yaklaşımı kullanılmıştır. Granger nedensellik analizi ile oluşturulan modellerdeki nedensellik ilişkisinin yönü belirlenmektedir. Yapılan bu analizde örnek olarak A değişkeninin kendi geçmiş değerleriyle birlikte başka değişkenlere göre regresyonuna B'nin geçmiş ya da gecikmeli değerleri eklendiğinde A değişkeninin kestirimi anlamlı şekilde değişiyorsa B değişkeni A'nın nedeni olarak gösterilir (Gujarati, 2011: 620-621).

Yapılan Granger nedensellik analizinde kullanılan hipotezler aşağıda (11) nolu denklemde yer aldığı belirlenir.

$$\sum_{j=1}^m \delta_j = 0 \quad (11)$$

Oluşturulan hipotezler için Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m} gecikmeli değişkenlerin ilişkide yeri olmadığını belirtir. Hipotezleri sınamak için aşağıdaki F istatistiğine göre karar verilmektedir.

$$F = ((RSS_R - RSS_{UR}) / m) / (RSS_{UR} / (n - k))$$

Hesaplanan F istatistiğinde RSS_R kısıtlı modelin hata kareler toplamını, RSS_{UR} ise kısıtlanmamış modelin hata kareler toplamını verir. m kısıt sayısını, n modeldeki gözlem sayısını k da parametre sayısını vermektedir.

Hesaplanan F değeri ile F tablo değeri karşılaştırılır ve değişkenlerin birbirinin nedeni olup olmadığına karar verilir. Burada F istatistiğine hipotezlerde;

$F_{hes} < F_{tab}$ ise H_0 : Nedensellik yok (Y'den X'e Granger nedenselliği yok)

$F_{hes} > F_{tab}$ ise H_1 : Nedensellik var (Y'den X'e Granger nedenselliği var)

diyebiliriz (Eşiyok, 2001: 28; Ümit, 2007: 174). Granger nedensellik test sonuçları aşağıda verilmiştir.

Tablo 7. Granger Nedensellik Test Sonuçları (1)

Değişkenler	Olasılık Değeri
PETROL → KAPASİTE	0.0108
KAPASİTE → PETROL	0.6503

Tablo 7' daki Granger test sonuçlarına göre petrol fiyatları, imalat sanayi kapasite kullanım oranının nedeni çıkmıştır. Yani petrol fiyatlarından imalat sanayi kapasite kullanım oranına doğru bir nedensellik vardır. Tablo 8. de ise petrol fiyatları ile imalat sanayi istihdam oranı arasında doğrudan bir nedensellik bulunamamıştır.

Tablo 8. Granger Nedensellik Test Sonuçları (2)

Değişkenler	Olasılık Değeri
PETROL → İSTİHDAM	0.2960
İSTİHDAM → PETROL	0.4735

Nedensellik analizinden sonra kurulan modeller için varyans ayrıştırması yapılmıştır.

2.5. Varyans Araştırması

VAR modeli sistemindeki tüm değişkenler içsel kabul edilmektedir. Buradan hareketle tüm değişkenler kendi gecikmeli değerleri ile sistemde yer alan diğer tüm değişkenlerin gecikmeli değerlerinin doğrusal bir fonksiyonu olarak tanımlanır. Kısaca varyans ayrıştırması analizinde içsel değişkenlerde meydana gelen rassal şokun gelecek dönemler için tahmin edilen hata varyansına tepkisi ölçülmektedir. Aşağıdaki (12) ve (13) nolu denklemlerde v_{1t} hata terimindeki bir şok gelecek dönemlerde x 'in tahmin hata varyansını etkilemiyorsa x değişkeni dışsaldır şeklinde ifade edilir. Ancak hata terimindeki bir şok x 'in tahmin hata varyansını etkilemesi durumunda x değişkeni içseldir (Kennedy, 2006: 352).

VAR modelinde iki değişkenli denklem için oluşturulan model aşağıdaki gibidir;

$$y_t : a_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} x_{t-i} + v_{1t} \quad (12)$$

$$x_t : c_1 + \sum_{i=1}^p d_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{2i} x_{t-i} + v_{2t} \quad (13)$$

Yukarıda yer alan iki değişkenli VAR modellerinde p gecikme sayısının uzunluğunu, v ortalaması sıfır kendi gecikmeli değerleriyle olan kovaryansları sıfır, varyansları sabit, normal dağılıma sahip hata terimlerini vermektedir. Varyans ayrıştırması analizinde içsel değişkenlerde meydana gelen rassal şokun gelecek dönemler için tahmin edilen hata varyansına tepkisi ölçüleceği için hata terimleri gelecek zamanda birbiriyle ilişkili ise aralarındaki korelasyon sıfırdan farklı olacak ve birbirini etkileyecektir. Ayrıca modelin sağında değişkenlerle hata terimleri ilişkisiz olduğu gibi, sadece içsel değişkenlerin gecikmeli değerleri modelin sağında olduğundan dolayı eşanlılık sorunu çıkmamaktadır. Varyans ayrıştırmasına ilişkin tahmin sonuçları aşağıda verilmiştir.

Tablo 9. İmalat Sanayi Kapasite Kullanım Oranı Varyans Ayrıştırması

Dönem	Standart Hata	KAPASITE	PETROL
1	4.263471	100.0000	0.000000
2	4.803906	85.45049	14.54951
3	4.824577	84.75438	15.24562
4	4.824758	84.75450	15.24550
5	4.824809	84.75350	15.24650
6	4.824811	84.75342	15.24658
7	4.824811	84.75342	15.24658
8	4.824811	84.75342	15.24658
9	4.824811	84.75342	15.24658
10	4.824811	84.75342	15.24658

Tablo 9’de yer alan imalat sanayi kapasite kullanım oranının varyans ayrıştırması sonuçlarına göre hem kısa hem de uzun dönemde kendisi üzerinde oluşturduğu etki % 84 olarak görülmektedir. İkinci çeyrekte (kısa dönemde) imalat sanayi kapasite kullanım oranının kendisi üzerindeki etkisi % 85 den çok az bir azalma göstererek uzun dönemde yaklaşık % 84 olarak kalmıştır. Petrol fiyatlarında meydana gelen bir şokun ise imalat sanayi kapasite kullanım oranı üzerinde hem kısa hem de uzun dönemde yaklaşık % 15 oranında bir dalgalanmaya yol açtığı sonucuna ulaşılmaktadır. Kısaca petrol fiyatlarındaki değişimin genel olarak kapasite kullanım oranı üzerine yönelik sabit bir tepki verdiği söylenebilir. Buradan hareketle petrol fiyatlarında meydana gelen bir şokun nedensellik sonuçlarına göre anlamlım olduğu görülmüştür.

Tablo 10. Petrol Fiyatları Varyans Ayrıştırması (1)

Dönem	Standart Hata	KAPASITE	PETROL
1	11.41805	15.20251	84.79749
2	11.50157	15.03546	84.96454
3	11.50644	15.08142	84.91858
4	11.50710	15.08189	84.91811
5	11.50711	15.08186	84.91814
6	11.50711	15.08186	84.91814
7	11.50711	15.08186	84.91814
8	11.50711	15.08186	84.91814
9	11.50711	15.08186	84.91814
10	11.50711	15.08186	84.91814

Tablo 10’ de petrol fiyatları varyans ayrıştırması verilmektedir. Petrol fiyatları varyans ayrıştırmasına göre hem kısa hem de uzun dönemde kendisi üzerindeki etki % 84 olduğu belirlenmiştir. İmalat sanayi kapasite kullanım oranında oluşan bir şokun ise petrol fiyatları üzerinde hem kısa hem de uzun dönemde yaklaşık % 15 oranında bir dalgalanmaya yol açtığı görülmüştür.

Tablo 11. İmalat Sanayi İstihdam Oranı Varyans Ayrıştırması

Dönem	Standart Hata	İSTİHDAM	PETROL
1	162270.8	100.0000	0.000000
2	165212.7	96.78858	3.211415
3	165218.2	96.78702	3.212981
4	165218.2	96.78694	3.213065
5	165218.2	96.78694	3.213065
6	165218.2	96.78694	3.213065
7	165218.2	96.78694	3.213065
8	165218.2	96.78694	3.213065
9	165218.2	96.78694	3.213065
10	165218.2	96.78694	3.213065

İmalat sanayi istihdam oranı varyans ayrıştırmasında Tablo 11’teki sonuçlara göre kısa ve uzun dönemde imalat sanayi istihdam oranı kendisi üzerindeki etkisi % 96 olduğu görülmektedir. Petrol fiyatlarında meydana gelen bir şokun ise hem kısa hem de uzun dönem için imalat sanayi istihdam oranında yaklaşık %3 gibi bir dalgalanmaya neden olduğu görülmektedir. Kısaca varyans ayrıştırmasından elde edilen bulgular nedensellik analizinden ulaşılan sonuçlarla uyumludur.

Tablo 12. Petrol Fiyatları Varyans Ayrıştırması (2)

Dönem	Standart Hata	İSTİHDAM	PETROL
1	11.36377	15.55056	84.44944
2	11.51639	15.68832	84.31168
3	11.51650	15.68960	84.31040
4	11.51651	15.68959	84.31041
5	11.51651	15.68959	84.31041
6	11.51651	15.68959	84.31041
7	11.51651	15.68959	84.31041
8	11.51651	15.68959	84.31041
9	11.51651	15.68959	84.31041
10	11.51651	15.68959	84.31041

Tablo 12’teki sonuçlara bakıldığında petrol fiyatlarının kısa ve uzun dönem için kendisi üzerindeki etkisi yaklaşık % 84’tür. İmalat sanayi istihdam oranında meydana gelen bir şokun hem kısa hem uzun dönemde petrol fiyatları üzerinde % 15 oranında bir dalgalanmaya neden olduğu görülmektedir.

SONUÇ

İmalat sanayi ülke ekonomilerinin gerçek itici gücüdür. Petrol de imalat sanayinde kullanılan en önemli hammaddelerden biridir. Gelişmekte olan ülkelerin imalat sanayilerini güçlendirmeleri doğrultusunda petrole olan bağımlılıkları da artmaktadır. Öte yandan imalat sanayi ekonomilerin istihdam sağlayan en önemli kollarındandır. Mevcut petrol hareketlerinin imalat sanayi üzerinde etkiler yaratması, imalat sanayi üzerindeki kadar olmasa da dolaylı olarak istihdam üzerinde de etkiler yaratmasına sebep olacaktır.

Her iki model içinde genel olarak yukarıda görüldüğü gibi petrol fiyatlarının, imalat sanayi kapasite kullanım oranı üzerinde hem kısa hem de uzun dönemde yaklaşık % 15 oranında, imalat sanayi istihdam oranı üzerinde ise hem kısa hem de uzun dönemde % 3 oranında bir dalgalanmaya neden olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buradan hareketle petrol fiyatlarındaki bir dalgalanma sonucunda imalat sanayi istihdam oranında büyük bir dalgalanma yaşanmaz iken, imalat sanayi kapasite kullanım oranının da daha yüksek oranda bir dalgalanma yaşanmaktadır. Kısaca petrol fiyatlarındaki değişim imalat sanayi istihdam oranı üzerinde belirgin bir etki yaratmamaktadır. Fakat petrol fiyatlarındaki değişimin genel olarak kapasite kullanım oranı üzerine yönelik sabit daha yüksek bir oranda bir tepki verdiği belirlenmiştir. Ayrıca nedensellik sonucuna göre petrol fiyatlarından imalat sanayi kapasite kullanım oranına doğru bir nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Özetle petrol fiyatlarından, imalat sanayi kapasite kullanım oranı imalat sanayi istihdam oranından daha çok etkilenmektedir.

Çalışmada elde edilen bulgular, Kılıç (2014) ve Şahbaz (2010) çalışmaları ile benzerlik göstermektedir ancak Ayadi’ nin 2005 yılındaki çalışması ile farklılıklar göstermektedir. Petrol fiyatları ve imalat sanayi kapasite kullanım oranları arasındaki pozitif ilişkinin değerlendirilmesi noktasında; günümüz petrol fiyatlarında seyrin düşük fiyat düzeyli olması sebebiyle, gelişmekte olan ülkelerde imalat sanayi kapasite kullanım oranlarının yükselmeye devam edeceği değerlendirilebilir. Gelecek çalışmalarda; petrolün yanında, diğer enerji kaynaklarının da imalat sanayi kapasite kullanım oranlarına etkisini incelenmesi literatüre katkı yapacaktır.

KAYNAKÇA

- ALPER, Emre; Torul, Orhan; “Asymmetric Effect of Oil Prices on The Manufacturing Sector in Turkey”, <<http://core.ac.uk/download/pdf/6486672.pdf>>(10.04.2015).
- AYADI, Felix O (2005), “Oil Prices Fluctuations and the Nigerian Economy”, OPEC Review, (10), 199-217.
- BAYRAKTUTAN, Y.; Aslan İ.(2003), “Türkiye’ de Döviz Kuru, İthalat ve Enflasyon İlişkisi: Ekonometrik Analiz (1980-2000)”, Afyon Kocatepe Üniversitesi, İİBF Dergisi, Cilt. 5, Sayı. 2., 89-104.
- BREDIN, Don; Elder John; Fountas, Stilianos(2008), “The Effect of Uncertainty About Oil Prices in G-7”, UCD Business School Working Paper, 08/08.
- COBO-REYES, Ramon; Quiros, Gabriel P.(2005), “The Effect of Oil Price on Industrial Production and Stock Returns”, Teoria e Historia Economica Papers, (05)18., 1-20.
- EKŞİ, İbrahim H.; İzgi, Berna B.; Şentürk, Mehmet(2011), “Reconsidering Between Oil Prices and Industrial Production: Testing For Cointegration in Some of The OECD Countries”, Eurasian Journal of Business and Economics, 4(8), 1-12.
- EŞİYOK, B. Ali(2001), “Türkiye Ekonomisinde Sabit Sermaye Yatırımlarının Gelişimi ve İhracatın Yapısı”, Türkiye Kalkınma Bankası A.Ş. İktisadi Araştırmalar, Ankara.
- FARHANI, Sahbi(2012), “Impact of Oil Price Increases on U.S. Economic Growth: Causality Analysis and Study of The Weakening Effects in Relationship”, International Journal of Energy Economics and Policy, 2(3), 108-122.
- FRANSES,P. Hans(1998), “Time Series Models for Business and Economic Forecasting”, Cambridge University Press.
- GUIDI, Francesco; “The Economic Effect of Oil Prices Shocks on the UK Manufacturing and Services Sector”, <http://mpa.ub.unimuenchen.de/16171/1/MPRA_paper_16171.pdf>(10.04.2015).
- GUJARATI, N. D.(2011), “Temel Ekonometri”, (Sekizinci Baskı). Çev: Ümit Şenesen & Gülay Günlük Şenesen, İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- HAMILTON, James D.(1983), “Oil and the Macroeconomy Since World War II”, Journal of Political Economy, 91(2), 228-248.
- HOOKER, Mark A.(1996), “What happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship?”, Journal of Monetary Economics, 38(2), 195-213.
- İĞDE, E.(2010), “Yapısal Değişiklik Altında Birim Kök Testleri ve Bazı Makro İktisadi Değişkenler Üzerine Uygulamalar”, Yüksek Lisans Tezi, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana.
- JIMENEZ-Rodríguez; Rebeca(2007), “The Industrial Impact of Oil Price Shocks: Evidence From the Industries of Six OECD Countries”, Banco de Espana Working Paper, 7(31), 9-51.
- JIRANYAKUL, Komain(2006), “The Impact of International Oil Prices ofn Industrial Production: The Case of Thailand”, NIDA Economic Review, 1(2), 35-42.
- KARANFIL, M.(2014), “Türkiye Ekonomisinde Üçüz Açık Sorunu ve Zaman Serisi Analizi”, Yüksek Lisans Tezi, Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Çanakkale.
- KENNEDY, Peter(2006), “Ekonometri Kılavuzu”, 5.Baskı, Çev: Muzaffer Sarımeşeli ve Şenay Açıkgöz, Gazi Kitabevi, Ankara.
- KILIÇ, Cüneyt; Bayar, Yılmaz(2014), “Effects of Oil and Natural Gas Prices on Industrial Production in The Eurozone Member Countries”, Internationam Journal of Energy Economics and Policy, 4(2), 238-247.
- KIM, Sung; Willett, Thomas D.(2000), “Is The Negative Correlation Between Inflation and Economic Growth? An Analysis of the Effect of the Oil Supply Shocks”, Applied Economics Letters, 7(3), 141-147.
- KLIESEN, Kevin L.(2006) “Rising Natural Gas Prices and Real Economic Activity”, Federal Reserve Bank of St. Louis Review,88(6), November/December, ss. 511-525.
- KUMAR, Surender(2009), “The Macroeconomic Effect of Oil Price Shocks: Empirical Evidence for India”, Economics Bulletin, 29(1), 1-22.
- LEE, Kiseok; NI, Shawn(2002), “On The Dynamic Effect of Oil Price Shocks: A Study Using Industry Level Data”, Journal Of Monetary Economics, 49(4), 823-852.
- LIPPI, Francesco; Nobılı, Andrea; “Oil and the Macroeconomy: A Structural VAR Analysis With Sign Restrictions”, <<https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/6830.html>>(10.04.2015).
- MEHRARA, Mohsen; Sarem, Mehdi(2009), “The Effects of Oil Price Shocks on Industrial Production: Evidence From Some Oil-Exporting Countries”, OPEC Energy Review, 33(3-4), 170-183.
- MORDY, C.N.O; Adebıyı, M. A.(2010), “The Asymmetric Effects of Oil Price Shocks on Output and Prices in Nigeria Using aStructural VAR Model”, Economic and Financial Review, 48(1), 1-31.
- ÖZSOY, Ceyda(2007), “Türkiye’de Mesleki ve Teknik Eğitimin İktisadi Kalkınmadaki Yeri ve Önemi”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Anadolu Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Eskişehir.
- SEVÜKTEKİN, M.; Mustafa N.(2010), “Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı”, Geliştirilmiş 3. Baskı, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- ŞAHBAZ, Erdal(2010), “Türkiye İmalat Sanayinde Büyüme, İstihdam, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkiler”, Yüksek Lisans Tezi, Eskişehir Anadolu Üniversitesi, Eskişehir.
- ÜMİT, A. Ö.(2007), “Türkiye’de Bütçe Açığı ile Cari İşlemler Arasındaki İlişkilerin Zaman Serileri Analizi”,Doktora Tezi, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Eskişehir.