



İŞSİZLİK – PETROL FİYATLARI İLİŞKİSİ: YAPISAL KIRILMALAR ALTINDA TÜRKİYE ÖRNEĞİ (1980-2012)*

*Fatih YARDIMCIOĞLU***

*Furkan BEŞEL****

ÖZET

Türkiye gibi gelişmekte olan ve petrol ithal eden bir ekonomide pek çok sektör, doğrudan ya da dolaylı olarak hemen hemen tüm endüstrilerde bir girdi olarak ciddi anlamda petrole bağımlıdır. Bu yüzden de petrol fiyatlarındaki artışlar girdi fiyatlarını artırmakta ve bu durum sonuçta üretim maliyetlerin artmasını beraberinde getirerek işsizlik oranlarını etkilemektedir. Bunun yanı sıra petrol fiyatlarındaki artış enflasyon, ekonomik büyüme, ekonomik kalkınma, kamu harcamaları, kamu gelirleri, bütçe açığı, faiz oranları gibi birçok ekonomik değişken üzerinde de olumsuz etkiye sahiptir.

Literatürde petrol fiyatları ve işsizlik arasındaki ilişkiyi Türkiye için inceleyen çok az sayıda çalışma (bkz: Dogrul ve Soytaş (2010); Erkan ve diğ., (2011)) vardır. Bu çalışmanın amacı 1980-2012 dönemi itibarıyla Türkiye için işsizlik oranları ile petrol fiyatları arasındaki ilişkinin varlığı ve yönünü araştırmaktır. Bu amaçla çalışmada yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews ve Kapetanios birim kök testi, Gregory-Hansen eşbütünleşme testi ile Toda-Yamamoto nedensellik analizi kullanılmıştır.

Zivot-Andrews ve Kapetanios birim kök testine göre hem petrol fiyatları hem de işsizlik oranları serileri durağandırlar. Bu seriler arasındaki uzun dönemli ilişki Gregory-Hansen eşbütünleşme testi ile incelenmiş ve değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Petrol fiyatları ve işsizlik değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisini tespit etmek için yapılan Toda-Yamamoto nedensellik analizine göre nedensellik sonuçları beklenildiği gibi petrol fiyatlarından işsizlik oranlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: İşsizlik, Petrol Fiyatları, Türkiye

*Bu makale Crosscheck sistemi tarafından taranmış ve bu sistem sonuçlarına göre orijinal bir makale olduğu tespit edilmiştir.

** Yrd. Doç. Dr. Sakarya Üniversitesi İİBF Maliye Bölümü, E-mail: fatihyardimcioglu@gmail.com

*** Arş. Gör. Sakarya Üniversitesi İİBF Maliye Bölümü, E-mail: fbesel@sakarya.edu.tr

RELATIONSHIP BETWEEN UNEMPLOYMENT AND OIL PRICES: UNDER STRUCTURAL BREAKS IN EXAMPLE OF TURKEY (1980-2012)

ABSTRACT

A developing country and oil-importing economy like Turkey many sectors, directly or indirectly is heavily dependent on the oil as inputs for almost every industrial sector. Because of this increase in oil prices increases inputs cost, consequently increasing production costs affect unemployment rate. In addition to this increase in oil prices has affect almost several economic indicators like; inflation, economic growth, economic development, exchange rate, public expenditures, public revenues, budget deficits, interest rates etc..

In the existing literature there are very few studies (see: Dogrul ve Soytaş (2010); Erkan and et al., (2011)) which is investigated the relationship between oil prices and unemployment in Turkey. The purpose of this study is to investigate the long-run relationship between Unemployment rates and Oil prices in Turkey over the period from 1980 to 2012 by utilizing the Zivot-Andrews and Kapetanios unit root tests, Gregory-Hansen cointegration test and Toda-Yamamoto causality methods.

Zivot-Andrews and Kapetanios unit root tests result shows that both oil prices and unemployment rates are stationary. According to Gregory-Hansen cointegration test result there is not cointegration relationship between Unemployment and Oil prices in the long run. The results of Toda-Yamamoto causality test shows that there is unidirectional causality relation from Oil prices to Unemployment rates as expected.

Key Words: Unemployment, Oil Prices, Turkey

1.Giriş

Ekonomide pek çok sektör, doğrudan ya da dolaylı olarak petrole bağımlıdır. Petrol piyasasında veya petrol fiyatlarında ortaya çıkan değişiklikler birbirinden bağımsız veya birbirini etkileyen çok sayıda etkene bağlı olması nedeniyle, hem ülke hem de dünya ekonomisi üzerinde zincirleme etkileşimler ortaya çıkarmaktadır (Firuzan, 2010: 2). Uluslararası petrol fiyatlarındaki değişimler özellikle petrolde dışa bağımlı (enerji ithalatçısı) ülkelerin işsizlik, ekonomik büyüme, enflasyon ve diğer makroekonomik değişkenleri üzerinde olumsuz etkiler ortaya çıkarabilmektedir¹.

Artan petrol fiyatları özellikle petrol ithalatçısı ülkelerde, enflasyon ve girdi maliyetlerinde yükselişe sebep olmasının yanı sıra, petrol dışı ürünlere olan talebin düşmesine yol açabilecektir. Petrol fiyatlarındaki artış bunun yanı sıra kamu harcamaları, vergi gelirleri ve bütçe üzerinde de olumsuz etkiler ortaya çıkararak; kamu harcamalarında kısıntıya gidilmesine, vergi gelirlerinin düşmesine, bütçe açığının artmasına neden olabilecektir. Bu durum ise, faiz oranlarını arttırırken,

¹Söz konusu makroekonomik değişkenler üzerinde petrol fiyatları haricinde kuşkusuz farklı unsurların da etkisi mevcuttur.

ücretlerin reel düşüşe karşı direnç göstermesi sonucu, petrol fiyatlarındaki artış tipik olarak nominal ücret seviyeleri üzerinde baskı oluşturacaktır. Talepteki düşüşe, ücretler üzerindeki baskının eklenmesiyle, en azından kısa dönemde petrol fiyatlarındaki artış nedeniyle işsizlik artacaktır (Yaylalı ve Lebe, 2012: 45). Şüphesiz işsizlik yalnızca petrol fiyatları tarafından belirlenmemektedir. Petrol fiyatlarının haricinde işsizlik üzerinde enflasyon, döviz kuru, enerji fiyatları, girdi fiyatları, ekonomik büyüme, vergiler, sermaye birikimi, ücretler (nominal ve reel anlamda), teknolojik gelişme, nüfus artışı, doğrudan yabancı sermaye yatırımları, eğitim, ekonomi politikaları gibi makroekonomik, ve politik bir çok faktörün etkisi söz konusudur ve literatür incelendiğinde faktörlerin işsizlik üzerindeki etkisine yönelik çalışmaların yapıldığı görülmektedir.

Bu çalışmanın amacı 1980-2012 dönemi itibarıyla Türkiye için işsizlik ile petrol fiyatları arasındaki ilişkinin varlığı ve yönünü araştırmaktır. Bu amaçla çalışmada ilk olarak işsizlik ve petrol fiyatları ilişkisi ile ilgili yapılmış olan ampirik çalışmalar ve sonuçları ortaya konulmuştur. Daha sonra 1980-2012 dönemine ilişkin Türkiye için işsizlik ve petrol fiyatları arasındaki ilişki Türkiye'nin karşı karşıya kalmış olduğu dönemsel etkileri de gözlemleyebilmek için yapısal kırılmalı Zivot-Andrews ve Kapetanios birim kök testleri ve Gregory-Hansen eşbütünleşme testi ile araştırılmıştır. Son olarak da işsizlik ve petrol fiyatları değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı ve bu ilişkinin yönü Toda-Yamamoto nedensellik analizi yardımıyla belirlenmiştir.

Literatürde petrol fiyatları ve işsizlik arasındaki ilişkiyi Türkiye için inceleyen çok az sayıda çalışma (bknz: Dogrul ve Soytaş (2010); Erkan ve diğ., (2011)) vardır. Literatürdeki bu eksiklik çalışmanın temel motivasyonunu oluşturmaktadır. Bunun yanı sıra çalışma özellikle kullanılan yöntemler ve incelenen dönem periyodu bakımından daha önce yapılmış olan çalışmalardan farklılık arz etmektedir. Bu nedenlerle elde edilen sonuçların literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

2. İşsizlik-Petrol Fiyatları İlişkisi ile İlgili Ampirik Literatür

Ampirik literatürde işsizlik ve petrol fiyatları ilişkisini araştırmaya yönelik çoğunluğu birden çok ülkeyi birlikte ele alan çalışmalar (panel veri çalışmaları) olmak üzere, tek ülke üzerine (zaman serisi çalışmaları) yapılmış çalışmalar da mevcuttur.

2.1. Karşılıklı Bir İlişki Olduğu Sonucuna Ulaşan Çalışmalar

Literatürde işsizlik ve petrol fiyatları ilişkisini araştıran çalışmaların büyük bir kısmı işsizlik ve petrol fiyatları arasında karşılıklı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Uri (1995), ABD özelinde 1890-1994 döneminde ham petrol fiyatları ve işsizlik üzerindeki ilişkiyi araştırdığı çalışmasında bu iki değişken arasında karşılıklı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. Yazar ham petrol fiyatlarındaki yıllık ortalama yüzde 1.54 artışın işsizlik oranını yüzde 0.0078 arttırdığını belirtmektedir.

Hoag ve Wheeler (1996) 1957:1-1982:4 dönemini kapsayan çalışmalarında petrol fiyatlarındaki artışın ABD'nin Ohio eyaletinde kömür madenindeki işgücü üzerindeki etkisini araştırmış ve petrol fiyatlarındaki şokların işgücü üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Keane ve Prasad (1996) 1966-1981 yıllarını kapsayan çalışmalarında ABD ekonomisinde kısa dönemde petrol fiyatlarındaki artış ile işgücü arasında negatif bir etki olduğu, uzun dönemde ise bu etkinin pozitif olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Carruth ve diğ., (1998) 1954-1978 yıllarını kapsayan ABD ekonomisi üzerine yapmış oldukları çalışmalarında reel petrol fiyatları ile işsizlik arasında güçlü bir nedensellik ilişkisi olduğu

sonucuna ulaşmışlardır. Yazarlar petrol fiyatlarındaki artışın işgücüne olan talebi azaltarak işsizlik oranını yükselttiğini ifade etmektedirler.

Papapetrou (2001) Yunanistan ekonomisi üzerine yaptığı çalışmasında 1989:1-1999:6 yılları arasında petrol fiyatlarındaki şokların işgücü üzerinde [işsizliği artırma yönünde] anında ortaya çıkan negatif bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Caporale ve Gil-Alana (2002), Kanada'da 1966:01-2000:02 döneminde petrol fiyatları ile işsizlik arasındaki ilişkiyi incelemişler ve iki değişken arasında hem kısa, hem de uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi bulunduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Gil-Alana (2003) Avustralya ekonomisinde 1971-1995 dönemine ilişkin yapmış olduğu çalışmada reel petrol fiyatları ile işsizlik arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Chang ve Wong (2003) 1978-2000 dönemini kapsayan çalışmalarında Singapur ekonomisinde petrol fiyatları şoklarının işsizliği negatif bir şekilde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Ewing ve Thompson (2007), 1982-2005 dönemi için ABD ekonomisinde ham petrol fiyatları ve işsizliğin de dahil olduğu bazı makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında ham petrol fiyatları ve işsizlik arasında karşılıklı ve eş zamanlı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Yahia ve Saleh (2008), 1970-2005 dönemini kapsayan ve Libya üzerine yapmış oldukları çalışmalarında petrol fiyatları ile istihdam arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Lescaroux ve Mignon (2008), 1960-2005 döneminde OPEC üyesi olan ve OPEC üyesi olmayan 36 ülke üzerinde yapmış oldukları çalışmada, petrol fiyatlarındaki değişikliklerin özellikle OPEC üyesi olmayan ülkelerde işsizlik üzerinde uzun dönemde olumsuz etki yarattığını ifade etmektedirler.

Robalo ve Salvado (2008), Portekiz ekonomisinde 1968-2005 döneminde petrol fiyatlarındaki değişiklikler ile işsizlik oranı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulmuşlardır. Yazarlar üç farklı dönem üzerinden yaptıkları incelemelerinde özellikle 1968-1985 döneminde işsizlik ve petrol fiyatları arasında nedensellik ilişkisinin olduğunu, petrol fiyatları ve işsizlik arasındaki ilişkiye ait katsayıların ise ilk dönemlerde ikinci döneme kıyasla (1986-2005) daha yüksek olduğunu belirtmektedirler.

Rafiq ve diğ., (2009), Tayland üzerine yapmış oldukları 1993:1-2006:4 dönemini kapsayan çalışmalarında petrol fiyatları ile işsizlik arasında petrol fiyatlarından işsizliğe doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Dogrul ve Soytas (2010) 2005:01-2009:08 dönemini kapsayan çalışmalarında Türkiye'de reel petrol fiyatları artışı ile işsizlik arasında uzun dönemli ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Umar ve Abdulhakeem (2010) 1970-2008 yıllarını kapsayan Nijerya üzerine yapmış oldukları çalışmalarında petrol fiyatları şoklarının Nijerya ekonomisi üzerindeki etkisini araştırmışlar ve petrol fiyatlarındaki artışın işsizliği azalttığı sonucuna ulaşmışlardır.

Erkan ve diğ., (2011) Türkiye üzerine yapmış oldukları çalışmada 2005:01-2009:12 dönemi için petrol fiyatları ve işsizlik arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Türkiye'de petrol fiyatları ile işsizlik arasında uzun dönemli ilişki olduğunu belirten yazarlara göre işsizlik oranındaki değişimler petrol fiyatlarını etkilememekte fakat petrol fiyatlarındaki değişimler ise işsizlik oranını etkilemektedir.

Turkish Studies

International Periodical For the Languages, Literature and History of Turkish or Turkic
Volume 8/8 Summer 2013



Ran ve Voon (2012) 1984:1-2007:3 dönemini kapsayan çalışmalarında petrol fiyat şoklarının dört ufak Asya ülkesi ekonomisi üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. Yazarlar çalışmalarında petrol fiyatlarındaki şoklar dolayısıyla ülkelerin uzun dönemde yüksek işsizlik riski ile karşı karşıya kalabileceklerini belirtmektedirler.

Estrada ve Cos (2012) 1965-2007 dönemini ve AB ülkelerini kapsayan çalışmalarında petrol fiyatları ile yapısal işsizlik oranı (NAIRU) arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Yazarlar petrol fiyatlarındaki artışın yapısal işsizlik oranını etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Loganathan ve diğ., (2013), 1980-2010 dönemini kapsayan çalışmalarında uluslararası petrol fiyatlarındaki dalgalanma ve işsizlik arasındaki ilişkiyi Malezya özelinde incelemiştir. Yazarlar hem kısa dönemde hem de uzun dönemde uluslararası petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların Malezya'da işsizlik üzerinde etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Yazarlar petrol fiyatlarından işsizliğe doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi ve her iki değişken için de Körfez savaşında yapısal kırılmanın olduğunu belirtmektedirler.

Ahmad (2013) 1991:01-2010:12 dönemini kapsayan çalışmada Pakistan'da petrol fiyatları ile işsizlik arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Yazar petrol fiyatları ile işsizlik arasında anlamlı bir ilişki olduğu ve uzun dönemde petrol fiyatlarının işsizliğin nedeni olduğu sonucuna ulaşmıştır.

2.2. Herhangi Bir İlişki Olmadığı Sonucuna Ulaşan Çalışmalar

Literatür incelendiğinde çalışmaların çok az bir kısmı işsizlik ve petrol fiyatları değişkenleri arasında herhangi bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Dadkhah ve Stijns (2006) ABD'de 1950-2005 zaman periyodunu kapsayan çalışmalarında petrol fiyatlarıyla işsizlik oranı arasında herhangi bir ilişki bulamamışlardır. Yazarlar petrol fiyatlarındaki artışın işsizliği artırma ya da azaltma yönünde herhangi bir etkisi olmadığını, aynı zamanda işsizlik oranındaki değişikliğin de petrol fiyatları üzerinde bir etkisi olmadığını belirtmektedirler.

Chang ve diğ., (2011) 17 Asya ve Okyanus ülkesi üzerine yaptıkları çalışmalarında petrol fiyatlarının işsizliğin de dahil olduğu makro ekonomik değişkenler ile ilişkisini inceledikleri çalışmalarında petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar ile işsizlik arasında net bir ilişki bulunmadığını belirtmektedirler.

Bouchaour ve Al-Zeaud (2012) Cezayir özelinde yapmış oldukları 1980-2011 dönemini kapsayan, petrol fiyatları ve işsizliğin de dahil olduğu makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında petrol fiyatları ve işsizlik arasında kısa dönemde anlamlı bir eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi bulamamışlardır.

3. Veri Seti, Ekonometrik Yöntem ve Analiz

3.1. Veri Seti, Metodoloji ve Ekonometrik Model

Bu çalışmada Türkiye'de işsizlik oranları ile petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi belirlemek amacıyla 1980-2012 dönemine ait *işsizlik oranları* (UNEMP) ve *petrol fiyatları* (OIL) yıllık verilerinden oluşan seriler kullanılmıştır. UNEMP ve OIL veri seti Türkiye Cumhuriyeti Kalkınma Bakanlığı Ekonomik ve Sosyal Göstergeler veri dağıtım sisteminden temin edilmiştir. Petrol fiyatları ham petrol varil fiyatı olup dolar cinsinden ele alınmıştır.

Bu çalışmada tahmin edilen ekonometrik model (1) nolu eşitlikte gösterilmektedir;

Turkish Studies

International Periodical For the Languages, Literature and History of Turkish or Turkic
Volume 8/8 Summer 2013



$$\ln CPI_{it} = \alpha_{it} + \beta \ln DEM_{it} + u_{it} \quad (1)$$

3.2. Ekonometrik Yöntem

Çalışmanın bu kısmında ekonometrik analizde kullanılacak, yapısal kırılmanın dikkate alındığı Zivot-Andrews ve Kapetanios birim kök testi; Gregory-Hansen eş bütünleşme testi hakkında bilgi verilecek, daha sonra ise Toda-Yamamoto nedensellik testi anlatılacaktır. Ampirik bulgular EViews 7.2 ve Matlab ekonometri paket programları kullanılarak elde edilmiştir.

3.2.1. Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Perron (1989)'un geliştirmiş olduğu yapısal kırılmalı birim kök testi kırılma tarihinin önceden bilindiğine (dışsal olduğuna) dayanmaktadır. Zivot ve Andrews (1992), Perron'un test istatistiğini yapısal kırılmaların önceden bilinmediği ve içsel olarak ele alındığı şekilde geliştirmişler ve test istatistiğini belirlemede aşağıdaki modellerin kullanılmasını önermişlerdir.

ZA birim kök testi için ele alınan modeller (Zivot ve Andrews, 1992: 254):

$$y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{Model A})$$

$$y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{Model B})$$

$$y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{Model C})$$

Yukarıda belirtilen modellerde, Model A ortalamada, Model B eğimde, Model C ise hem eğimde hem de ortalamada meydana gelen yapısal değişimleri içermektedir. $t = 1, 2, \dots, T$ zamanı, T_B kırılma zamanı, $\lambda = T_B / T$ ($\lambda \in (0.15, 0.85)$) nispi kırılma yansımasını ifade etmektedir. Yapısal kırılmanın varlığı sadece λ bölgesinde aranmaktadır (Yılancı ve Özcan, 2010:25).

Modellerde yer alan DU ortalamadaki, DT ise trenddeki kırılmayı ifade eden kukla değişkenler olup şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t > TB \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda.} \end{cases}$$

$$DT_t = \begin{cases} t - TB & t > TB \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda.} \end{cases}$$

Kırılma noktasının tahmini için $t = 2, \dots, (T-1)$ için En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle (T-2) sayıda regresyon kurulur ve y_{t-1} değişkeninin katsayısı olan δ için en küçük t istatistiğini veren modelde yer alan, dolayısıyla seride birim kök vardır temel hipotezini kabul etmeye yönelik en az kanıtı veren tarih kırılma noktasını vermektedir.

Bu testte $\delta = 1$ hipotezinin doğruluğu sınanmaktadır. Kırılma tarihi tespit edildikten sonra δ 'ya ait t istatistiğinin mutlak değeri olarak ZA kritik değerlerinden büyük olması halinde yapısal

kırılma olmadan birim kökün var olduğunu gösteren sıfır hipotezi reddedilmektedir. Alternatif hipotez ise trend fonksiyonunda meydana gelen yapısal kırılmanın varlığı ile beraber serinin trend durağan olduğunu belirtmektedir (Yılancı ve Özcan, 2010:26).

3.2.2. Kapetanios Birim Kök Testi

Kapetanios (2005), temel hipotezi serinin birim kök içerdiği, alternatif hipotezi ise serinin m kırılmalı ancak durağan olduğu yeni bir test geliştirmiştir. Bu test ile kırılma sayısının önceden belirlenme zorunluluğu ortadan kalkmıştır. Uygun kırılma sayısının içsel olarak belirlendiği bu testte araştırmacı sadece maksimum kırılma sayısını tespit edecektir (Yılancı, 2013:103). Bu testte kullanılan model aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \phi_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^m \varphi_i DT_{i,t} + e_t$$

$$DU_{i,t} = \begin{cases} 1 & t \geq TB \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda.} \end{cases}$$

$$DT_{i,t} = \begin{cases} t-TB & t \geq TB \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda.} \end{cases}$$

Testin hipotezleri ise:

$$H_0 : \alpha = 1$$

$$H_a : \alpha < 1 \text{ şeklindedir (Kapetanios, 2005:124).}$$

Testin işleyişi şu şekildedir (Yılancı, 2013:104):

- Belirli bir kırılma sayısı için öncelikle tek kırılma tüm örnek boyunca aranır ve H_0 hipotezinin t-istatistikleri elde edilir.
- Kalıntı kareler toplamının (KKT) minimum olduğu model ile ilgili yapısal kırılma tarihi seçilir.
- Tahmin edilmiş ilk kırılma tarihi modele eklenerek geri kalan parçalar arasında ikinci yapısal kırılma tarihi aranır, $\alpha = 1$ için t-istatistikleri hesaplanır ve kırılma tarihi yine minimum KKT bulunarak belirlenir. Bu aşama m kırılma sayısı elde edilene kadar devam ettirilir.
- Uygun kırılma sayısı minimum t-istatistiğini veren kırılma sayısıdır.

Modele ait kalıntı kareler toplamı şu şekilde hesaplanır (Kapetanios, 2005:127):

$$KKT = \sum_{t=k+2}^T \left(y_t - \hat{\mu}_0 - \hat{\mu}_1 t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \hat{\delta}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\phi}_1 DU_{1,t} + \hat{\varphi}_1 DT_{1,t} \right)^2$$

3.2.3. Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi

Turkish Studies

International Periodical For the Languages, Literature and History of Turkish or Turkic
Volume 8/8 Summer 2013

Birim kök testi sonuçlarının elde edilmesinden sonra Gregory ve Hansen (1996) tarafından geliştirilmiş olan ve tek yapısal kırılmaya izin veren eşbütünleşme testi uygulanacaktır. Gregory ve Hansen, Johansen eşbütünleşme testini yapısal kırılmayı içsel olarak ele alacak şekilde geliştirmişlerdir (Arısoy, 2013:152).

Yapısal kırılmaya izin veren Gregory ve Hansen eşbütünleşme testinde, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığı üç farklı model kullanılarak test edilir. Bu modeller:

Model C (Sabitte Kırılma):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t = 1, \dots, n$$

şeklinde ifade edilmekte olup modelde μ_1 kırılmadan önceki sabit terimi, μ_2 ise kırılmanın sabit terimde meydana getirdiği değişikliği göstermektedir (Gregory ve Hansen, 1996:103).

Model C/T (Trendli Sabitte Kırılma):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t = 1, \dots, n$$

şeklinde belirtilir. Bu modelde hem sabit terimdeki hem de trenddeki kırılmalar dikkate alınmaktadır (Gregory ve Hansen, 1996:103).

Model C/S (Rejim Değişikliği):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \varphi_{1t} + e_t \quad t = 1, \dots, n$$

şeklinde belirtilirken μ_1 ve μ_2 sabitte kırılmayı gösteren modelde ifade edildiği üzeredir. Burada α_1 kırılmadan önceki eğim katsayısını, α_2 ise kırılmadan sonra eğimde meydana gelen değişikliği ifade etmektedir (Gregory ve Hansen, 1996:103).

Üç model için yapısal kırılma aşağıda belirtilen kukla değişkenler sayesinde tanımlanabilir:

$$\varphi_{1t} = \begin{cases} 0, & \text{eğer } t \leq [n\tau] \\ 1, & \text{eğer } t > [n\tau] \end{cases}$$

Burada τ ile (0,1) değerlerini alan yapısal kırılma noktası, $[n\tau]$ ile de yapısal kırılma noktasının tamsayı kısmı ifade edilmektedir (Gregory ve Hansen, 1996:102).

İncelenen bu üç model için hesaplanan Philips test istatistikleri (Z_α^* ve Z_t^*) ve Augmented Dickey Fuller test istatistiği (ADF^*)'nin minimum olduğu tarih eşbütünleşme testi için uygun kırılma tarihini belirlemektedir. Test istatistikleri;

$$\left. \begin{aligned} Z_\alpha^* &= \inf Z_\alpha(\tau) \\ Z_t^* &= \inf Z_t(\tau) \\ ADF^* &= \inf ADF(\tau) \end{aligned} \right\} \tau \in T$$

şeklinde ifade edilmektedir (Gregory ve Hansen, 1996:106).

Uygun model için belirlenen test istatistikleri tablo kritik değerleri ile karşılaştırılır ve değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur temel hipotezine karşı bir yapısal kırılmayla birlikte değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu gösteren alternatif hipotez test edilir. Değişken sayısına göre belirlenen tablo kritik değerleri, Gregory ve Hansen (1996)'ın yaptıkları çalışmada yer almaktadır (Tıraşoğlu ve Yıldırım, 2012:115).

3.2.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Toda ve Yamamoto (1995), seriler arasındaki nedensellik ilişkisinin, durağanlık ve eşbütünleşme önsel bilgisine ihtiyaç olmaksızın gözlemlenebileceği bir test geliştirmişlerdir.

Toda ve Yamamoto testi için öncelikle VAR modelinde uygun gecikme seviyesi (p) belirlenir. Daha sonra p gecikmeye maksimum bütünleşme derecesi (d_{max}) eklenir. Bir sonraki aşamada $p+d_{max}$ gecikme için serilerin orijinal değerleri ile EKK modeli tahmin edilir (Büyükakın vd., 2009:111). Toda ve Yamamoto testinde kullanılan VAR ($p+d_{max}$) modeli:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{1(i+d)} Y_{t-(i+d)} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{2(i+d)} X_{t-(i+d)} + \varepsilon_{1t}$$

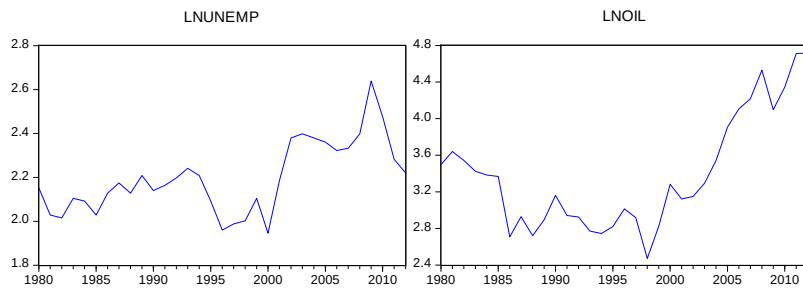
$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{1(i+d)} Y_{t-(i+d)} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{2(i+d)} X_{t-(i+d)} + \varepsilon_{2t}$$

şeklinde tanımlanmaktadır (Toda ve Yamamoto, 1995:230).

Son olarak değişkenler için sırasıyla kısıt konur ve p gecikme için standart Wald testi kullanılarak bu kısıtların anlamlılığı sınanır (Büyükakın vd., 2009:111). Örneğin ilk eşitlik için $\alpha_{2(i+d)} = 0$ temel hipotezi kabul edilirse, X 'ten Y 'ye doğru nedensellik ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşılır. Diğer nedensellik ilişkileri de benzer şekilde sınanır.

3.3. Çalışmanın Analizi

Ampirik analizde seriler logaritması alınarak kullanılmış olup 1980-2012 döneminde değişkenlerin seyri görsel olarak Grafik 1'de sunulmuştur.



Grafik 1: Değişkenlerin Seyri (1980-2012)

Ekonometrik analiz öncesinde, Grafik 1 incelendiğinde belirtilen yıllar itibarıyla değişkenlerin benzer eğilimler gösterdiği söylenebilir.

3.3.1. Zivot-Andrews Birim Kök Testi Testi Sonuçları ve Değerlendirilmesi

Zivot Andrews yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları Tablo 1'de gösterilmektedir. Tablo 1'de ZA testi sonuçları için Model A, Model B ve Model C'ye ait bulgulara yer verilmiştir.

Model A sadece düzeyde kırılmayı, Model B trendde kırılmayı dikkate alırken, Model C ise hem düzeyde hem de eğimde kırılmayı göz önüne almaktadır. Kırılmaların yer aldığı tarihler test istatistiklerinin sağındaki kutuda (TB) belirtilmiştir. Test istatistiğinin yanındaki parantez içindeki değerler ise uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Tablo 1: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları²

	Model A		Model B		Model C	
Değişkenlerin Seviye Değerleri	t-ist.	TB	t-ist.	TB	t-ist.	TB
<i>LNUNEMP</i>	-4.39 (1)	2001	-3.19 (1)	1998	-3.72 (1)	1995
<i>LNOIL</i>	-2.70 (0)	1986	-4.18 (0)	1999	-4.10 (0)	1998
Değişkenlerin Birinci Farkları	t-ist.	TB	t-ist.	TB	t-ist.	TB
<i>LNUNEMP</i>	-5.55* (0)	2001	-5.29* (0)	2006	-6.21* (0)	2001
<i>LNOIL</i>	-5.91* (1)	2000	-5.84* (1)	2006	-5.97* (1)	2004

Not: Tablo kritik değerleri Model A için %1; -5.34, %5; -4.80, Model B için %1; -4.93, %5; -4.42, Model C için %1; -5.57, %5; -5.08'dir. Optimal gecikme uzunlukları Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. * ve ** sırasıyla serinin %1 ve %5 anlamlılık seviyesinde durağan olduğunu göstermektedir.

ZA testi sonuçları incelendiğinde;

- *LNUNEMP* serisi seviye değerinde, %1, ve %5 anlamlılık düzeyinde Model A, Model B ve Model C için, test istatistiği mutlak değerce kritik değerlerden küçük olduğundan birim kök içermektedir. *LNUNEMP* serisinin birinci farkı alındığında ise her iki anlam düzeyinde de tüm modeller için durağan hale geldiği gözlemlenmektedir. *LNUNEMP* serisi birinci farkında durağan olmaktadır, yani $I(1)$ 'dir.
- *LNOIL* serisinin seviye değerinde, %1, ve %5 anlamlılık düzeyinde Model A, Model B ve Model C için, test istatistiği mutlak değerce kritik değerlerden küçük olduğu için birim kök içerdiği görülmektedir. Serinin birinci farkı alındığında ise her iki anlam düzeyinde de üç model için durağan hale geldiği gözlemlenmektedir. *LNOIL* serisi birinci farkında durağan olmaktadır, yani $I(1)$ 'dir.

3.3.2. Kapetanios Birim Kök Testi Sonuçları ve Değerlendirilmesi

Tek yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot - Andrews birim kök testi uygulamasından sonra beş kırılmaya kadar izin veren Kapetanios birim kök testi uygulanmıştır. Uygulamada maksimum gecikme sayısı Schwert (1988)'in geliştirdiği $k = 12 \times (T/100)^{0.25}$ formülü kullanılarak belirlenmiştir. Bu formülde k maksimum gecikme uzunluğunu, T ise gözlem sayısını ifade etmektedir. Kapetanios birim kök testi sabitte ve eğimde kırılmayı dikkate alan Model C/S (rejim değişikliği) için uygulanmıştır. Kapetanios birim kök testi sonuçlarına göre t istatistiğinin minimum olduğu değer uygun kırılma sayısını vermektedir.

² Zivot - Andrews birim kök testi sonuçları EViews 7.2 ekonometri paket programı kullanılarak elde edilmiştir.

Tablo 2: Kapetanios Birim Kök Testi Sonuçları³

LNUNEMP			LNOIL	
Kırılma Sayısı	t-ist.	TB	t-ist.	TB
5	1000	20,15,26,6,1	1000	18,6,25,13,1
4	-7.77	20,15,26,6	-7.55	18,6,25,13
3	-8.39	20,15,26	-7.33	18,6,25
2	-10.76	20,15	-6.43	18,6
1	-4.52*	20	-4.10*	18

Not: Kritik değerler Kapetanios (2005)'ten elde edilmiş olup %1 için -5.704, %5 için -5.081, %10 için ise -4.820'dir. TB kırılmanın gerçekleştiği gözlemin sırasını göstermektedir.

İşsizlik oranları serisi için uygun kırılma sayısı bir olmakta ve serinin 20. gözlemi kırılmanın gerçekleştiği gözlemi vermekte olup kırılmanın olduğu yıl 1999'dur. İşsizlik oranları serisine ait t istatistiği tüm anlamlılık düzeylerinde mutlak değerce kritik değerlerden küçük olduğundan serinin birim kök içerdiğini ifade eden temel hipotez reddedilemez.

Test sonuçlarına göre petrol fiyatları serisi için uygun kırılma sayısı birdir. Kırılma 18. gözleme isabet eden 1997 yılında gerçekleşmiştir. Petrol fiyatlarına ait t istatistiği -4.10'dur ve mutlak değerce %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyi için de tablo kritik değerlerinden küçüktür. Dolayısıyla petrol fiyatları serisi birim kök içermektedir.

3.3.3. Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları ve Değerlendirilmesi

Yapısal kırılma altında serilerin durağanlık düzeylerinin belirlenmesinden sonra her iki serinin de I (1) olmasından dolayı değişkenler arasında yapısal kırılma altında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığının belirlenmesi amacıyla Gregory-Hansen eşbütünleşme testi yapılmış ve minimum ADF test istatistikleri ve bunlara denk gelen kırılma dönemleri Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3: Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları⁴

Model	Kırılma Dönemi	ADF İstatistiği	Kritik Değerler	
			%1	%5
Model C	1985	-4.06 (1)	-5.44	-4.92
Model C/T	2002	-3.93 (1)	-5.80	-5.29
Model C/S	2003	-4.11 (1)	-5.97	-5.50

Not: Kritik değerler Gregory and Hansen (1996:109)'dan alınmıştır. Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri tarafından seçilen gecikme sayısını göstermektedir.

Tüm modeller için hesaplanan minimum ADF istatistiği mutlak değer olarak kritik değerlerden küçük olduğundan seriler arasında eşbütünleşme olmadığını gösteren temel hipotez kabul edilemez. Dolayısıyla Gregory-Hansen testi sonuçlarına göre işsizlik oranları ile petrol fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını ifade etmek mümkündür. Ayrıca, üç model için sırasıyla 1985, 2002 ve 2003 yıllarında yapısal kırılma söz konusudur.

³ Kapetanios birim kök testi sonuçları Matlab R2009a ekonometri paket programı kullanılarak elde edilmiştir.

⁴ Gregory-Hansen eşbütünleşme testi sonuçları EViews 7.2 ekonometri paket programı kullanılarak elde edilmiştir.

3.3.4. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Çalışmanın bu kısmında işsizlik oranları ile petrol fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı ve yönü Toda-Yamamoto yöntemine dayalı Granger nedensellik testi kullanılarak analiz edilecektir.

Tablo 4: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları⁵

Temel Hipotez	Gecikme Uzunluğu	χ^2 İstatistiği
LNOIL $\nrightarrow$ LNUNEMP	$(p=1) + (d_{\max}=1) = 2$	10.49378 (0.0053)
LNUNEMP $\nrightarrow$ LNOIL	$(p=1) + (d_{\max}=1) = 2$	4.277356 (0.1178)

Not: Parantez içindeki değerler, ilgili test istatistiğinin olasılık değerleridir. Uygun VAR modeli için p değeri Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir.

Tablo 4'ten de görülebileceği üzere, %1 anlamlılık seviyesinde petrol fiyatlarının işsizlik oranlarının Granger nedeni olmadığını gösteren temel hipotez reddedilmekte iken, işsizlik oranlarının petrol fiyatları değişkeninin Granger nedeni olmadığını gösteren hipotez kabul edilmektedir. Dolayısıyla Toda-Yamamoto nedensellik analizi sonuçlarına göre işsizlik oranları ile petrol fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisinin petrol fiyatlarından işsizlik oranlarına doğru tek yönlü olduğu gözlemlenmektedir.

Sonuç

Bu çalışmanın amacı 1980-2012 dönemi itibarıyla Türkiye için işsizlik ile petrol fiyatları arasındaki ilişkinin varlığı ve yönünü araştırmaktır. Bu amaçla çalışmada ilk olarak işsizlik ve petrol fiyatları ilişkisi ile ilgili yapılmış olan ampirik çalışmalar ve sonuçları ortaya konulmuştur. Ampirik literatürde işsizlik ve petrol fiyatları ilişkisini araştıran çalışmaların büyük bir kısmının işsizlik ve petrol fiyatları arasında karşılıklı bir ilişki olduğu sonucuna ulaştığı, çok az bir kısmının ise işsizlik ve petrol fiyatları değişkenleri arasında herhangi bir ilişki olmadığı sonucuna ulaştığı görülmüştür.

Türkiye için işsizlik ve petrol fiyatları arasındaki ilişki Türkiye'nin karşı karşıya kalmış olduğu dönemsel etkileri de gözlemleyebilmek için yapısal kırılmalı Zivot-Andrews ve Kapetanios birim kök testleri ile araştırılmıştır. Birim kök testleri sonucunda serilerin seviye değerlerinde birim kök içerdiği tespit edilmiş, birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri gözlemlenmiştir. Her iki serinin de birinci mertebeden durağan olması nedeniyle değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı Gregory-Hansen eşbütünleşme testi ile test edilmiş ancak uzun dönemli ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Değişkenlerden birinin geçmiş değerlerinin diğer değişkendeki değişimi açıklayabilme gücü olup olmadığı ve bu ilişkinin yönünün tespiti için Toda-Yamamoto nedensellik testi uygulanmış ve sonucunda petrol fiyatlarından işsizlik oranlarına doğru tek yönlü bir ilişki olduğu belirlenmiştir.

Bu bağlamda Türkiye özelinde petrol fiyatlarındaki değişimin işsizlik oranları artışı üzerinde etkisi olduğu belirtilebilir.

⁵ Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları EViews 7.2 ekonometri paket programı kullanılarak elde edilmiştir.

KAYNAKÇA

- AHMAD, F. (2013). The Effect of Oil Prices on Unemployment: Evidence from Pakistan. *Business and Economics Research Journal*. Volume 4. Number 1. 43-57.
- ARISOY, İ. (2013). Kaldor Yasası Çerçevesinde Türkiye’de Sanayi Sektörü ve İktisadi Büyüme İlişkisinin Sınanması. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*. Cilt: 8 (1). 143-162.
- BOUCHAOUR, C. ve Hussein Ali Al-Zeaud (2012). Oil Price Distortion and Their Impact on Algerian Macroeconomic. *International Journal of Business and Management*. Vol. 7. No: 18. 99-114.
- BÜYÜKAKIN, F., H. Bozkurt ve V. Cengiz (2009). Türkiye’de Parasal Aktarımın Faiz Kanalının Nedensellik ve Toda-Yamamoto Yöntemleri İle Analizi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. Sayı: 33. 101-118.
- CAPORALE, G.M. ve L.A. Gil-Alana (2002). Unemployment and input prices: a fractional cointegration approach. *Applied Economics Letters*. 9. 347-351.
- CARRUTH, A.A., Hooker, M.A. & Oswald, A.J., (1998). Unemployment equilibria and input prices: Theory and evidence from the united states. *Review of Economics and Statistics*. 80 (4). 621-628.
- CHANG, Y., Jha, K., Fernandez, K. ve Jam’an, F. (2011). Oil Price Fluctuations and Macroeconomic Performances in Asian and Oceanic Economies. 30th USAEE/IAEE North American Conference. Washington. DC. 9–12 October.
- CHANG, Y. & Wong, J.F., (2003). Oil price fluctuation and singapore economy. *Energy Policy*. 31. 1151-1165.
- DADKHAH, K.M. and Stijns, J.P.C. (2006). The Effects of Political Instability in the Middle East and OPEC Production Policy on Oil Prices. Middle East Economic Association Meetings. Boston. Massachusetts. USA.
- DOĞRUL, H.G. ve Soyaş, U., (2010). Relationship Between Oil Prices, Interest Rate, and Unemployment: Evidence From An Emerging Market. *Energy Economics*. Vol.32. 1523-1528.
- ERKAN, B., M. Şentürk, Y.E. Akbaş ve T. Bayat (2011). Uluslararası Ham Petrol Fiyatlarındaki Volatilitenin İşsizlik Göstergeleri Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği Üzerine Ampirik Bulgular. *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 10(02). 715-730.
- ESTRADA, A. ve P. H. Cos (2012). Oil prices and their effect on potential output. *Applied Economics Letters*. 19. 207–214.
- EWING, B., ve M. A. Thompson (2007). Dynamic cyclical comovements of oil prices with industrial production, consumer prices, unemployment, and stock prices. *Energy Policy*. 35. 5535–5540.
- FİRUZAN, E., (2010). Türkiye’de Petrol Fiyatları Oynaklığının Modellenmesi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*. Sayı:12. 1–17.
- GIL-ALANA, L.A. (2003). Unemployment and real oil prices in australia: A fractionally cointegrated approach. *Applied Economics Letters*. 10 (4). 201-204.
- GREGORY, Allan W. and Bruce E. Hansen (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*. Vol: 70 (1). 99-126.

HOAG, J.H. ve M. Wheeler (1996). Oil price shocks and employment: the case of Ohio coal mining. *Energy Economics*. 18. 211-220.

<http://www.dpt.gov.tr/PortalDesign/PortalControls/WebIcerikGosterim.aspx?Enc=83D5A6FF03C7B4FC5A73E5CFAD2D9676>

KAPETANIOS, G. (2005). Unit-Root Testing Against The Alternative Hypothesis Of Up To m Structural Breaks. *Journal of Time Series Analysis*. Vol: 26. No: 1. 123-133.

KEANE, M. P., and E. S. Prasad (1996). The Employment and Wage Effects of Oil Price Changes: A Sectoral Analysis. *Review of Economics and Statistics*. 78. 389-399.

LESCAROUX, F. ve V. Mignon (2008). On the Influence of Oil Prices on Economic Activity and Other Macroeconomic and Financial Variables. CEPII. Working Paper No: 2008-05.

LOGANATHAN, N., I. Yussof ve M. Kogid (2013). Connection between Global Oil Price Instability and Unemployment Sustainability: Empirical Evidence from Malaysia. *The Empirical Economics Letters*. 12(4). 393-402.

PAPAPETROU, E. (2001). Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece. *Energy Economics*. 23. 511-532.

PERRON, Pierre (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock and The Unit Root Hypothesis. *Econometrica*. Vol: 57. 1361-1401.

RAFIQ, S., R. Salim ve H. Bloch (2009). Impact of crude oil price volatility on economic activities: An empirical investigation in the Thai economy. *Resources Policy*. 34. 121-132.

RAN, J. ve Voon, Jan P. (2012). Does oil price shock affect small open economies? Evidence from Hong Kong, Singapore, South Korea and Taiwan. *Applied Economics Letters*. 19(16). 1599-1602.

ROBALO, P.B. and Salvado, J.C. (2008). Oil Price Shocks and the Portuguese Economy since the 1970s. FEUNL Working Paper Series. No. 529, <http://ideas.repec.org/p/unl/unlfep/wp529.html>. 10.08.2013.

SCHWERT, W. G. (1988). Tests For Unit Roots: A Monte Carlo Investigation. NBER Technical Working Paper Series. No: 73.

TIRAŞOĞLU, M. ve Yıldırım, B. (2012). Yapısal Kırılma Durumunda Sağlık Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama. *Electronic Journal of Vocational Colleges*. Cilt: 2. No: 2. 111-117.

TODA, Hiro Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference In Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*. Vol: 66. No:1-2. 225-250.

UMAR, G. ve Abdulkakeem, K.A. (2010). Oil Price Shocks and the Nigeria Economy: A Variance Autoregressive (VAR) Model. *International Journal of Business and Management*. Vol. 5. No. 8. 39-49.

URI, N.D. (1995). Crude Oil Price Volatility and Unemployment in the United States. *Energy*. Vol:21, No:1, s.29-38.

YAHIA, A.F. ve Saleh, S.A. (2008). Economic Sanctions, Oil Price Fluctuations and Employment: New Empirical Evidence from Libya. *American Journal of Applied Sciences*. Vol.5(12). 1713-1719.

YILANCI, V. (2013). “Ekonometri Semineri Ders Notları. Sakarya Üniversitesi. 1-104.

Turkish Studies

International Periodical For the Languages, Literature and History of Turkish or Turkic
Volume 8/8 Summer 2013



-
- YILANCI, V. ve Özcan, B. (2010). Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye için Savunma Harcamaları ile GSMH Arasındaki İlişkinin Analizi. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*. Cilt:11. Sayı:1. 21-33.
- ZIVOT, E. ve Donald W.K. Andrews (1992). Further Evidence of the Great Crash, The Oil-Price Shock and The Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol: 10. No: 3. 251-270.

Turkish Studies

International Periodical For the Languages, Literature and History of Turkish or Turkic
Volume 8/8 Summer 2013

