

PETROL FİYATLARININ DIŐ TİCARET AÇIĐI ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĐİ

Tayfur BAYAT*

Ahmet ŐAHBAZ**

Taner AKŐACI***

ÖZ

Bu alıŐmada Türkiye'nin 1992:01-2012:04 dönemine ait aylık veriler kullanılarak reel petrol fiyatları ile diŐ ticaret dengesi arasındaki iliŐki, doĐrusal olmayan eŐbütünleŐme, doĐrusal olmayan ve frekans alanı Granger tipi nedensellik analizleri kullanılarak incelenmiŐtir. Analizler sonucunda reel petrol fiyatından diŐ ticaret açığına tek yönlü nedenselliĐin olduĐu sonucuna ulaŐılmıŐtır. Fakat nedensellik iliŐkisi sadece orta vadede geçerlidir. Buna göre Türkiye'de orta vadede petrol fiyatlarındaki oynaklıklar diŐ ticaret açıklarının oluşmasında etkili iken, uzun vadede diŐ ticaret açıkları üzerindeki etkisi kaybolmaktadır.

Anahtar Kavramlar: DiŐ Ticaret Dengesi, Petrol Fiyatları, DoĐrusal Olmayan EŐbütünleŐme, DoĐrusal Olmayan Nedensellik, Frekans Alanı Nedensellik.

THE EFFECT OF OIL PRICES ON THE TRADE DEFICIT: THE CASE OF TURKEY

ABSTRACT

In this study, we investigate the relationship between real oil price and foreign trade deficit in Turkey by using monthly data belonging 1992M1-2012M4 period. In this regard, we employ nonlinear cointegration, nonlinear causality and frequency domain Granger type causality analysis methods. Empirical findings imply that there is a uni-directional nonlinear causality running from real oil price to foreign trade balance. But the causation linkage exists on the medium-term. In the light of the findings, while the volatility in oil price affects foreign trade balance of Turkey, the effect disappears on the long run.

Keywords: Trade Balance, Oil Prices, Nonlinear Cointegration, Nonlinear Casuality, Frequency Domain Causality.

*Yrd. Doç. Dr., İnönü Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü.

** Yrd. Doç. Dr., Gaziantep Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü.

*** Yrd. Doç. Dr., Kilis 7 Aralık Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü.

Makalenin kabul tarihi: Kasım 2013.

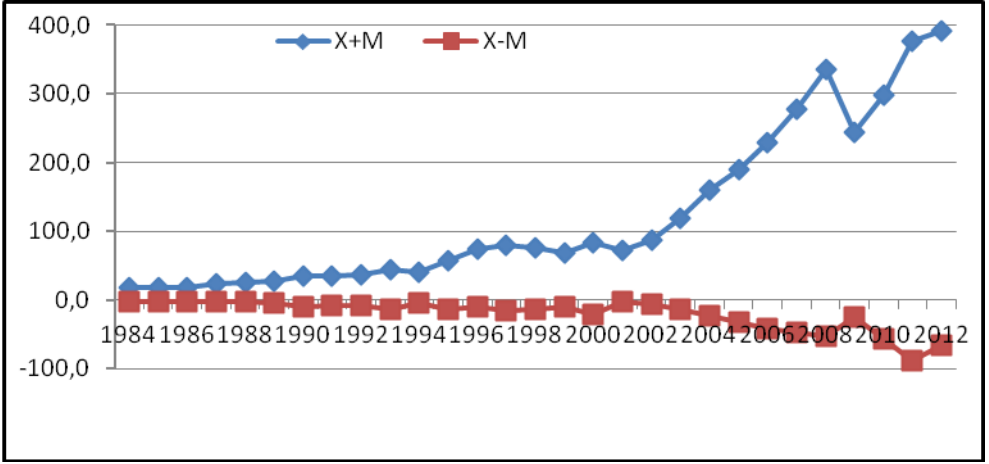
GİRİŞ

İkinci dünya savaşından sonra 1950’li yıllardan itibaren ithal ikameci sanayileşme politikası birçok ülke tarafından tercih edilen bir politika olmuştur. Özellikle gelişmekte olan ülkelerin sanayileşmelerini arttırmak amacıyla, öncelikle yurtiçi talebin ithal mallardan yerli mallara doğru kaydırılmasını öngören (Edwards, 1993: 1358) ve yerli üretimin arttırılabilmesi için yüksek gümrük tarifeleri gibi her türlü korumacılığı öne çıkararak ve ayrıca teşviklerle yerli üretimi destekleyen ithal ikameci politika Türkiye ekonomisinde de 1960’lı yılların başındaki I. Beş Yıllık Kalkınma Planı’ndan 1980 yılına kadar uygulanmıştır.

1980 yılında “24 Ocak Kararları” olarak adlandırılan ekonomik istikrar programında ithal ikameci politikalar yerine daha çok ihracata dayalı bir büyüme politikasının uygulanması öngörülmüştür. İhracata dayalı büyüme (Export-Led Growth, ELG) stratejisi, ekonomik büyümenin temel belirleyicisinin ihracat artışı olduğuna vurgu yapmaktadır. Bu bağlamda, dış ticaret ile ekonomik büyüme arasında yakın bir ilişki olduğuna vurgu yapan Klasik ve Neo-klasik yaklaşıma göre dış ticaretin artması bir taraftan verimliliği arttırırken, bir taraftan da dış ticarete konu olan malların üretiminde uzmanlaşmayı teşvik etmektedir (Gharvey, 1993: 1145).

Türkiye’de 1980 sonrası dönemde ihracata dayalı büyüme stratejisinin uygulanmaya başlaması ile birlikte dış ticaret hacminin hızlı bir şekilde arttığı görülmektedir. 1980 yılında toplam dış ticaret hacmi sadece 10 milyar doları iken, 1990 yılında 35 milyar doları ulaşmıştır. 2012 yılına gelindiğinde dış ticaret hacmi 392 milyar dolar seviyesine ulaşmıştır. Özellikle 2000’li yılların başından itibaren dış ticaret hacminin oldukça hızlı bir şekilde arttığı Grafik 1’de görülmektedir.

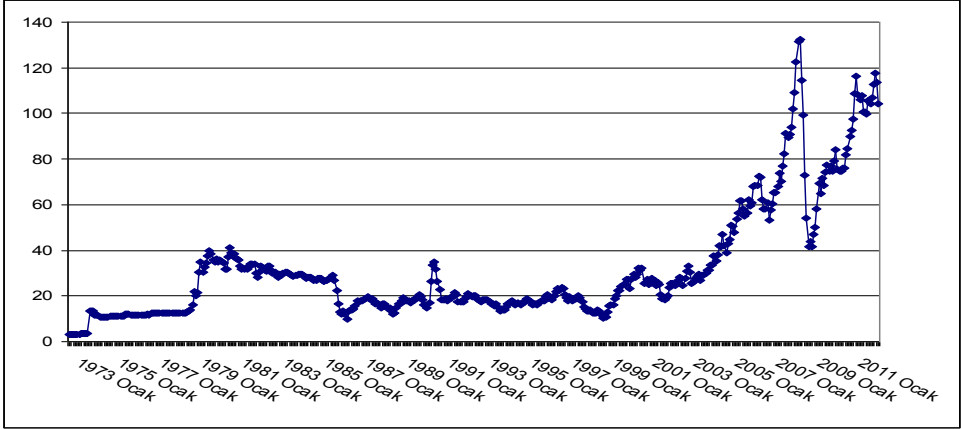
Grafik 1: Türkiye'nin Dış Ticaret Dengesinin Yıllar İtibariyle Seyri (Milyar ABD doları)



Kaynak: TCMB, EVDS.

1980 sonrası dışa açılma ile birlikte sadece dış ticaret hacmi artmamış aynı zamanda 2000'li yılların hemen başında ihracat ile ithalat arasındaki farkta ithalat lehine artış göstermiştir. Krizlerin yaşandığı dönemler haricinde dış ticaret açığı sürekli olarak artmıştır. 1984 yılında yaklaşık 3 milyar dolar dış ticaret açığı varken, 1990 yılında 9,4 milyar dolara çıkmıştır. 2001 krizinden önce 22 milyar dolara kadar çıkan dış ticaret açığı 2001 ve 2002 yılında sırasıyla 3,4 ve 6,4 milyar dolar seviyelerinde gerçekleşmiştir. Özellikle vurgulamak gerekir ki, hızlı büyüme oranlarının gerçekleştiği dönemlerde dış ticaret açığı da hızlı bir şekilde artmıştır. 2011 yılında dış ticaret açığı yaklaşık 90 milyar dolara kadar artmıştır. Bu durum Grafik 1'de gösterilmektedir. Geçen otuz yıllık dönemde hükümetler farklı dış ticaret politikaları uygulasa da ihracat ve ithalat arasındaki fark düşürülemediği görülmüştür.

Türkiye ekonomisine yönelik genel bir değerlendirme yapıldığında 2000-2001 krizi sonrasında uygulanan istikrar politikaları sonucunda ekonomik büyüme ve enflasyonun düşürülmesi noktalarında başarı yakalanmıştır. Bununla birlikte cari açık konusunda olumsuz bir tablo oluşmaktadır. Dış ticaret hacminde yaşanan genişleme ve bu genişleme sürecinde sürekli artan açık, cari açığın en önemli kalemini oluşturmaktadır. Toplam ithalat içerisinde önemli bir pay sahibi olan enerji ithalatı dış ticaret ve/veya cari açığın en önemli kısmını oluşturmaktadır. Enerji ithalatı içerisinde de petrol ithalatının dominant faktör olduğunu ifade etmek mümkündür.

Grafik 2: Petrol Fiyatının Yıllar İtibariyle Seyri (ABD doları)

Kaynak: IMF, Uluslararası Finansal İstatistikleri Veritabanı.

Uygulanan istikrar politikaları sonucunda oluşan büyüme trendi ile birlikte gündeme gelen bir diğer önemli konu da enerji talebindeki artış olmuştur. Türkiye Cumhuriyeti Enerji Bakanlığı'nın yayınlamış olduğu verilere göre Türkiye 2010 yılında toplam 39.237.000 TEP (Ton of Equivalent Petroleum) ham petrol tüketirken bunun sadece 2.671.000 TEP'lik kısmı yerli üretimden karşılanmıştır. Geri kalan 36.566.000 TEP'lik kısmı Suudi Arabistan, Libya, İran, Rusya ve Irak'tan ithal edilmektedir. Bu durum Türkiye'nin net petrol ithalatçısı olduğu gerçeğini gözler önüne sermektedir. 2011 yılı itibariyle ithal ham petrolün tutarı 35 milyar doları aşmıştır. Türkiye'nin artan enerji talebinin yanında dünya ham petrol fiyatlarındaki hareketler ülkenin dış ticaret hacmi açısından önemli bir olgu haline gelmektedir. Zira 70'li yıllarda yaşanan petrol krizlerini takip eden 80'li ve 90'lı yıllarda petrol fiyatları 20-30 doları aralığında hareket ederken 2000'li yıllar ile birlikte petrol fiyatı hızlı bir artış göstererek 100 doları seviyelerine ulaşmıştır. 2008 yılının Haziran ayında petrolün varil fiyatı 130 dolar seviyesini geçmiştir. Bu değerlendirmeler ışığında ham petrol fiyatının yıllar itibariyle hareketleri Grafik 2'de gösterilmiştir.

Türkiye'de son yıllarda yaşanan büyüme ile birlikte artan enerji talebi ve yine son yıllarda dünya petrol fiyatlarındaki artış Türkiye'nin dış ticaret açığında aynı dönemde yaşanan artışın temelinde petrol fiyatlarının herhangi bir rolünün olup olmadığı sorusunu gündeme getirmektedir. Petrol fiyatlarında yaşanan değişikliklerin cari açığı nasıl etkilediğine dair ise farklı yaklaşımlar mevcuttur. Bu yaklaşımlar ilişkiyi açıklarken farklı kanallardan faydalanmaktadırlar. Bunlar, arz kanalı, talep kanalı, ticaret kanalı, parasal kanal ve finansman kanalıdır.

Killian'a (2010) göre, petrol fiyatındaki pozitif bir şok petrol ithal eden bir ülke için ticaret haddi şokudur. Böylesi bir ticaret haddi şoku ekonominin üretim

kararlarını etkileyen bir problem olarak düşünülebilir. Çünkü petrol önemli bir üretim girdisidir. Bu üretim girdisinin fiyatındaki artış aynı zamanda ticaret dengesini bozacaktır.

Bir diğer kanal ise talep kanalıdır. Petrol fiyatındaki artış, arz kanalındaki sistemden farklı olarak, diğer mallara olan talebi ya da bir başka deyişle diğer malların alımı için bütçeden ayrılan payın azalmasına neden olacaktır. Yani diğer mallar için yapılan harcama miktarı azalacaktır. Bu durum aslında petrol talebinin fiyat esnekliği ile alakalıdır. Petrol talebinin fiyat esnekliğinin düşük olduğu varsayımından hareketle petrolün fiyatındaki artış ile ihraç edilen ve ithal edilen mal miktarındaki değişim sonucunda ticaret dengesi de bozulacaktır.

Dış ticaret dengesini de içinde bulunduran cari işlemler dengesi daha sonraki yıllarda meydana gelebilecek ekonomik krizlere ilişkin öncü bir gösterge olarak değerlendirilmesi (Radelet, Sachs 2000:6-8; Zanghieri 2004:12-13; Edson 2003:5-6) dış ticaret dengesinin sebeplerinin belirlenmesini önemli bir konu hale getirmektedir. Bu açıdan bakıldığında petrol fiyatlarındaki değişimin dış ticaret dengesi üzerindeki etkisinin belirlenmesi politika yapıcılarının açısından önem arz etmektedir. Zira olası bir ilişkinin varlığı durumunda petrol fiyatlarındaki değişimler izlenerek ilerleyen dönemlerde dış ticaret dengesinin gidişatı hakkında öngörülebilir ve buna uygun kısa ve orta vadeli politikalar uygulanabilecektir. Yine ilişkinin varlığının ortaya konulması durumunda net petrol ithalatçısı bir ülke açısından alternatif enerji kaynaklarının oluşturulması için uzun vadeli politika uygulamaları yürürlüğe koyulması için politika önerileri sunulabilecektir.

Bernanke vd. (1997) ise petrol fiyatlarındaki bir artış karşısında para otoritesinin yapacağı sistematik müdahalelerin ekonomi üzerindeki resesyonist baskıyı artıracaklarını belirtmiştir. Resesyonist baskı sonucu ekonomi durgunluğa giderek yine dış ticaret dengelerinin bozulmasına neden olacaktır. Petrol fiyatlarının bu şekilde carî denge üzerinde etkili oluş şekli ise parasal kanal olarak nitelendirilmektedir.

Petrol fiyatlarındaki artışın ihraç ve ithal edilen malların miktar ve fiyatlarını değiştirmesi yolu ile dış ticaret dengesindeki değişimlere yol açması ise ticaret kanalı şeklinde adlandırılmaktadır. Son olarak finansman kanalı ise petrol fiyatındaki değişimlerin petrol ihraç eden ülkelerde varlık fiyatlarının ve karlarının artacağını varsaymaktadır. Bu şekilde artan refahın bir kısmı petrol ithal eden ülkelere transfer edilecek, böylece carî dengede sermaye transferi sonucu değişim yaşanacaktır (Bernanke vd., 1997:1415).

Bu çalışmada, dünya reel petrol fiyatları ile Türkiye ekonomisindeki dış ticaret dengesi arasındaki ilişki 1992:01–2012:04 dönemine ait aylık veriler kullanılmak suretiyle incelenmektedir. Reel petrol fiyatları ile dış ticaret dengesi

arasındaki ilişki Hansen ve Seo (2002) doğrusal olmayan eşbütünleşme (TVECM) testi ve Hiemstra ve Jones (1994) doğrusal olmayan Granger tipi nedensellik analizleri uygulanacaktır. Ayrıca Breitung ve Candelon (2006) tarafından geliştirilen frekans alanı nedensellik testi uygulamak suretiyle özellikle uluslararası literatürde üstünde durulan etkinin kısa dönemli olduğu konusu Türkiye ekonomisi için de test edilecektir. Çalışmanın ikinci bölümünde cari işlemler dengesi bağlamında dış ticaret dengesini modelleyen yaklaşımlar ve petrol fiyatlarını modele dâhil eden çalışmalardan bahsedilmektedir. Üçüncü bölümde kullanılan yöntemler hakkında bilgi verilecektir. Çalışmanın dördüncü bölümünde ampirik uygulama sonucu elde edilen sonuçlar özetlenmektedir. Son bölümde ise elde edilen bu sonuçlar ışığında özet ve politika önerilerine yer verilmektedir.

I. LİTERATÜR İNCELEMESİ

1970'lerdeki petrol şokları sonucu, petrol fiyatlarının farklı ülke ekonomileri üzerindeki etkisi üzerine yapılan çalışma sayısı artış göstermiştir. Hamilton (1983), Burbidge ve Harrison (1984) ve Gisser ve Goodwin (1986) petrol şoklarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini inceleyen ilk çalışmalar arasında yer alırken 2000'li yıllara gelindiğinde petrolde yaşanan aşırı fiyat artışları ekonomistlerin bu artışın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemeye yöneltmiştir. Mehrara (2008), Prasad vd. (2007) ve Jayaraman ve Choong (2009) farklı ülke tipleri için yapmış oldukları analizlerde petrol fiyatlarının ekonomik büyüme üzerinde etkili oldukları sonucuna ulaşmışlardır.

Bununla birlikte petrol fiyatında yaşanan pozitif bir şokun petrol ihracatçısı ya da ithalatçısı ülkelerin carî açıkları üzerinde nasıl bir etki bıraktığı, bu şoktan gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeleri ne derece etkilediği yeterince incelenmemiştir. Günümüzde, ham petrol, ikame enerji kaynakları bulunmadığı için, petrol üreten ülkeler için önemli bir gelir, özellikle Türkiye gibi petrol üretmekten çok tüketen ülkeler için de önemli bir gider kalemidir. Bu noktada petrol ticaretinin ülkelerin dış dengesinde önemli bir yere sahip oldukları muhakkaktır. Petrol fiyatları ile dış denge arasındaki ilişkiyi inceleyen ilk çalışma Agmon ve Laffer'e (1978) aittir. Yazarlar gelişmiş ülkeler üzerine yaptığı çalışmalarında petrol fiyatı şokunun hemen ardından dış ticaret dengesinin hemen bozulduğunu, fakat başlangıçtaki bozulmanın hemen ardından dengenin tekrar oluştuğu sonucuna ulaşmaktadır. Rebucci ve Spatafora (2006) ise benzer şekilde petrol fiyatı şoklarının carî açık üzerinde kısa dönemde etkili olduğunu iddia etmektedirler. Zaouali (2007) pozitif bir petrol fiyatı şokunun Çin ekonomisi üzerindeki etkisini incelediği çalışmasında fiyat artışının carî denge üzerinde dikkate değmeyecek bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşmaktadır. Schubert (2013) petrol fiyatı şoklarının küçük ülke ekonomileri üzerindeki etkisini incelediği çalışmasında petrol fiyatındaki kalıcı bir artışın carî denge üzerinde J eğrisi etkisi gös-

terdiğini belirtmektedir. Yani petrol fiyatındaki kalıcı bir artış carî dengeyi bozmaktadır. Fakat carî dengedeki bu bozulma zamanla düzelterek dengeye gelmektedir. Son olarak Chuku vd. (2011) hem petrol ithalatçısı hem de ihracatçısı olan Nijerya için yapmış olduğu çalışmasında petrol fiyatlarındaki değişimin carî denge üzerinde kısa dönemli etkisinin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Konu ile ilgili uluslararası literatüre bakıldığında etkinin kısa dönemde mevcut iken uzun dönemde kaybolduğu kanısına ulaşılmaktadır.

Türkiye ekonomisinin cari işlemler hesabı içerisinde en büyük payın dış ticaret işlemleri hesabı olması literatür incelemesini genel olarak dış ticaret dengesinden ziyade petrol fiyatlarının cari işlemler dengesi üzerine etkilerinin incelenmesine yöneltmiştir. Cari işlemler dengesinin belirleyicilerini inceleyen çalışmalar arasında Karabulut ve Danişoğlu (2006), Peker ve Hotunluoğlu (2009), Togan ve Berument (2011), Erkilic (2006), Yücel (2003), Erdoğan ve Bozkurt (2009) gösterilebilir. Karabulut ve Danişoğlu (2006), 1991-2004 yıllarına ait çeyreklik verilerle hata düzeltme modeli “VECM” kullanarak cari işlemler dengesini etkileyen en önemli değişkenleri sırasıyla döviz kurları, büyüme ve artan petrol fiyatları olarak tespit etmişlerdir. Çalışmada elde edilen bulgulara göre, petrol fiyatları ile cari açık arasında pozitif, büyüme oranı ile negatif ilişki mevcuttur. Türkiye’de cari işlemler açığının nedenlerini inceleyen Peker ve Hotunluoğlu (2009) VAR yöntemi yardımıyla 1992:01-2007:12 dönemi için test ettikleri çalışmalarında; reel döviz kuru, reel faiz oranı ve menkul kıymetler borsası endeksinin cari açığı açıklayan en önemli değişkenler olduğunu bulgusuna ulaşmışlardır. Çalışmada, yazarların beklentisinin aksine cari açığın öngörü hata varyansında ham petrol ithal fiyatlarının payı hem başlangıç dönemi itibariyle, hem de uzun dönem itibariyle düşük çıkmıştır. Yine aynı konu bağlamında Togan ve Berument (2011), 1993:01-2010:03 dönemi için VAR yöntemi ile cari işlemler dengesinin açıklanmasında kullanılan elastikiyet yaklaşımının daha anlamlı olduğunu ve cari denge için reel döviz kuru, yurtiçi ve yurtdışı gelir oranı ve petrol fiyatlarının temel değişkenler olarak dikkate alınmasının daha açıklayıcı olduğu sonucuna ulaşmışlardır. 1980-2004 dönemi çeyreklik verilerle VAR yöntemi kullanan Erkilic’a (2006) göre cari işlemler dengesinin belirleyicileri yine cari açığın gecikmeli değerleri, yurtiçi büyüme oranı ve reel döviz kuru. Türkiye’de cari açığın belirleyicilerini inceleyen Erdoğan ve Bozkurt (2009) 1990:01-2008:10 dönemini MGARCH modelleri yardımıyla incelenmiştir. Çalışmada en yüksek korelasyon değeri ihracatın ithalatı karşılama oranına, ikinci yüksek değer, petrol fiyatlarına ait olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Yücel’e (2003) göre ise döviz kuru, dış ticaret hadleri, büyüme ve Merkez Bankası rezervleri cari dengede ortaya çıkan değişiklikleri açıklamakta istatistikî olarak anlamlı çıkmıştır. Demirci ve Er (2007), 1991:01-2006:12 döneminde ham petrol fiyatlarındaki oynaklığın Türkiye’deki cari açığa olan etkisini otoregresif-

hareketli ortalama (AR-MA), VECM ve VAR olmak üzere üç farklı metodu kullanarak araştırmışlardır. Çalışma sonucunda petrol fiyatlarının cari açık üzerindeki etkisinin olumsuz olduğu ve dönem sayısı arttıkça petrol fiyatlarındaki değişkenliğin cari açıktaki öneminin giderek artmakta olduğu sonucuna ulaşımlardır. Döviz kurunun ithalat ve ihracat fiyatları üzerindeki etkisini belirlemeye çalışan Kılıç (2009) 1994:1-2008:11 dönemini VAR ve VEC modeli kullanarak nominal efektif döviz kuru indeksi, imalat sanayi ithalat fiyat indeksi, imalat sanayi ihracat fiyat indeksi, petrol fiyatları indeksi, imalat sanayi üretim indeksi ve imalat sanayi toptan eşya fiyat indeksi verileri kullanılmıştır. Çalışmada, ithalat ve ihracat fiyatları üzerinde petrol fiyatlarının etkisi olmakla beraber döviz kuru ile karşılaştırıldığında etki zayıf kalmaktadır. Türkiye'deki petrol fiyatlarının oynaklığı üzerine yaptığı çalışmasında Firuzan (2010) 1981:01-2007:12 döneminde OPEC'in fiyat ayarlamalarının etkisinin önemsiz olduğunu buna karşın Irak-ABD kaosunun petrol fiyatları üzerindeki etkisinin anlamlı olduğunu tespit etmiştir. Son olarak Ozlale ve Pekkurnaz (2010) carî açığın petrol fiyatlarındaki etkisini 1999 -2008 dönemini SVAR analiz tekniği ile incelemiştir. Çalışmaları sonucunda yazarlar petrol fiyatındaki bir artışa carî açığın vermiş olduğu tepkinin geçici olduğu sonucuna ulaşımlardır.

II. METODOLOJİ

A. HANSEN VE SEO (2002) DOĞRUSAL OLMAYAN EŞBÜTÜNLEŞME (TVECM) TESTİ

Uzun dönem denge üzerinde doğrusal olmayan uyarlanmaları ilk olarak Balke ve Fomby (1997) ve daha sonra Baum ve Karasulu (1998), Enders ve Falk (1998), Obstfeld ve Taylor (1997), Taylor (2001), Lo ve Zivot (2001) tarafından ortaya konulmuştur. Geleneksel eşbütünleşme testleri değişkenlerin tüm dönem boyunca uzun dönem ilişkisi üzerine verdiği doğrusal uyarlanmaları gösterir (Esteve, Prats, 2010:406; Enders, 2009:481). Balke ve Fomby (1997) eşbütünleşme vektörünün bilindiği durumlar için Hansen'nin (1996) ele aldığı tek değişken için yapılan testleri hata düzeltme terimini kullanarak geliştirmiştir. Hansen ve Seo (2002) ise doğrusal olmayan eşbütünleşme literatürüne katkısı bu modellerin çok değişkenli ve eşbütünleşme vektörünün bilinmediği durumlar için olmuştur. Hansen ve Seo (2002: 294) ise hata düzeltme terimi üzerindeki eşik etkisi ve tek eşbütünleşme vektörü için hata düzeltme modeli (Threshold Vector Error Correction, TVECM) geliştirmiştir. Hansen ve Seo'nun (2002) geliştirdiği testin temel mantığı en yüksek olabilirlik tahmini ile boş hipotezinde doğrusal eşbütünleşme, alternatif hipotezinde ise doğrusal olmayan eşbütünleşmeyi test etmesi üzerine kuruludur.

X_t serisi p boyutlu ve $px1$ boyutlu eşbütünleşme vektörü β için birinci farkında durağan $I(1)$ olsun. $w_t(\beta) = \beta'x_t$ düzeyden durağan $I(0)$ hata terimi olmak üzere $l+1$ dereceden doğrusal hata düzeltme modeli (VECM);

$$\Delta X_t = A'X_{t-1}(\beta) + u_t \quad (1)$$

şeklinde yazılabilir¹ (Hansen ve Seo, 2002: 295; Kapetanios, Shin, Snell, 2006:282). $k = pl + 2$ olmak üzere $X_{t-1}(\beta)$ tahmincisi $k \times 1$ ve A tahmincisi ise $k \times p$ boyutludur. u_t hata terimi, $\Sigma = E(u_t u_t')$ sonlu kovaryans matrisinin vektör Martingale fark dizisi varsayımına dayalıdır (Hansen, Seo, 2002: 295). Uzun dönemli dengeden sapmalar eşik değerinden küçük veya eşit olduğu sürece X_t değişkenleri dengeye yönelmeyecek dolayısıyla eşbütünleşik olmayacaktır. Eğer dalgalanmalar eşik değerden büyükse dengeye yönelecektir (Esteve vd., 2006: 1035). Hata teriminin normal dağıldığı varsayımı altında β, A ve Σ parametreleri en yüksek olabilirlik (β, A, Σ ve u_t) $\Delta x_t - AX_{t-1}(\beta)$ ile tahmin edilir (Hansen ve Seo, 2002: 295). Yukarıda ifade edilen doğrusal model baz alındığında γ eşik (threshold) parametresi olmak üzere iki rejimli eşik eşbütünleşme modeli;

$$\Delta x_t = \begin{cases} A_1'X_{t-1}(\beta) + u_t & \text{eğer } w_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A_2'X_{t-1}(\beta) + u_t & \text{eğer } w_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (2)$$

şeklinde yazılabilir (Hansen, Seo, 2002: 295-296, Esteve, Prats, 2010: 406). Alternatif gösterimle;

$$\Delta x_t = A_1'X_{t-1}(\beta)d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2'X_{t-1}(\beta)d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t \quad (3)$$

ifadesinde $I(\cdot)$ geçiş fonksiyonu olmak üzere;

$$X_{t-1}(\beta) = \begin{pmatrix} 1 \\ w_{t-1}(\beta) \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta x_{t-l} \end{pmatrix} \text{ olarak ifade edilir.}$$

$$\begin{aligned} d_{1t}(\beta, \gamma) &= I(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma) \\ d_{2t}(\beta, \gamma) &= I(w_{t-1}(\beta) > \gamma) \end{aligned} \quad (4)$$

olarak yazılabilir (Hansen ve Seo, 2002: 295-296). İki rejimli eşik değerli modelinde hata düzeltme terimini tanımlar. A_1 ve A_2 katsayılar matrisi her bir rejime ait dinamikleri gösterir. Ayrıca bu model β eşbütünleşme matrisi hariç bütün katsayıların her bir rejim için değişimine izin verir. Boş hipotezi doğrusal eşbütünleşme olduğu varsayımı altında $A_1 = A_2$ olarak ifade edilir (Dutt, Ghosh, 2005: 44). Eğer $0 < P(w_{t-1} \leq \gamma) < 1$ arasında ise doğrusal olmayan eşbütünleşmeyi, diğer durumlarda ise doğrusal eşbütünleşmeyi gösterecektir (Hansen, Seo, 2002: 295-296). Bu kısıtlamalar altında $\pi_0 > 0$ trimming parametresi olmak üzere $\pi_0 \leq P(w_{t-1} \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0$ olarak test edilir (Ihle, Taubadel, 2008: 8). Eğer $0 \leq P(w_{t-1} \leq \gamma) \leq 1$ arasında ise eşik değer etkisi görülebilir. Diğer durumlarda doğrusal eşbütünleşmeyi gösterecektir.

Parametre tahminleri için hata teriminin bağımsız ve özdeş dağıldığı varsayım altında $u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) = \Delta x_t - A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) - A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma)$ olmak üzere en yüksek olabilirlik yöntemini kullanılarak Gaussyen olasılığı;

$$\mathfrak{T}_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) = -\frac{n}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma)' u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) \quad (5)$$

şekindedir. $\mathfrak{T}_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma)$ parametrelerinin maksimum olabilirlik tahmincileri $MLE(\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ şeklinde oluşturulur (Hansen, Seo, 2002:196). Test sürecinin devamında eşbütünleşme vektörünün bilinmediği varsayımı altında ve boş hipotezinde doğrusal eşbütünleşmeyi ve alternatif hipotezinde doğrusal olmayan eşbütünleşmeyi test etmiştir (Hansen ve Seo, 2002: 300). İki adet LM (Lagrange Multiplier) testi kullanmıştır. İlk test doğru eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu varsayımı altında (a priori);

$$SupLM^0 = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} LM(\beta_0, \gamma) \quad (6)$$

β_0 ifadesi β 'nin bilinen değeridir. İkinci test ise doğru eşbütünleşme ilişkisinin bilinmediği varsayım altında;

$$SupLM = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} LM(\beta^0, \gamma) \quad (7)$$

ifadesinde $[\gamma_L, \gamma_U]$ terimlerinde γ_L , W_{t-1} 'in π_0 kadar yüzdesi, γ_U ise $1 - \pi_0$ kadar yüzdesidir (Hansen, Seo, 2002: 300; Esteve vd., 2006: 1035). π_0 'ın sıfıra çok yakın bir değer olması testin gücünü düşüreceğinden tercih edilmez (Hansen ve Seo, 2002: 301). Analiz içerisinde Hansen ve Seo (2002)'de olduğu gibi γ_L için $\pi_0 = 0.05$ ve γ_U için $1 - \pi_0 = 0.95$ alınmıştır. Zaten eşik eşbütünleşme için olasılık değerlerini hesaplayan LM testinin boyut ve gücü tatmin edici düzeydedir (Dutt, Ghosh, 2005: 44). Hansen ve Seo (2002) asimptotik kritik değerler ve olasılık değerleri için iki tane bootstrap metodu geliştirmiştir.²

B. HIEMSTRA VE JONES (1994) DOĞRUSAL OLMAYAN GRANGER TİPİ NEDENSELLİK ANALİZİ

Literatürde sıkça ele alınan doğrusal Toda ve Yamamoto (1995) ve Dolado ve Lütkepohl (1996) Granger tipi nedensellik testleri doğrusallık varsayımı altında çalıştıkları için değişkenler arasındaki asimetrik ilişkileri göstermemektedir. Brock (1991) parametrik olmayan istatistiksel yöntemlerle çok değişkenli doğrusal olmayan modellerde nedenselliği göstermek için ilk ele aldıkları doğrusal modelde, L ve M gecikme uzunlukları olmak üzere hata teriminin bağımsız özdeş dağıldığı varsayımı altında $\varepsilon_t : iid(0, \sigma^2)$;

$$X_t = \beta Y_{t-L} X_{t-M} + \varepsilon_t \quad (8)$$

ifadesinde otokorelasyon ve çoklu doğrusal bağlantı olmadığı durumlar için Y_t 'nin gecikmeli değerleri X_t üzerinde anlamlı bir farklılık gösteriyorsa Granger nedensellik vardır. Doğrusal olmayan nedenselliği bulmak için Baek ve Brock (1992) zamanlar arasındaki uzaklıkların mekansal olasılıkları yardımıyla korelasyon integrali kullanmışlardır. Baek ve Brock (1992) doğrusal olmayan nedensellik için X_t^m ; m büyüklüğünde öncül vektör X_t 'nin gecikme vektörü $X_{t-L_x}^{L_x}$ ve Y_t 'nin gecikme vektörü $Y_{t-L_y}^{L_y}$ olmak üzere (Hiemstra, Jones, 1994: 1646; Brooks, Tsolacos, 2000: 306);

$$X_t^m \equiv (X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+m-1}) \quad m = 1, 2, \dots \text{ ve } t = 1, 2, \dots \quad (9)$$

$$X_{t-L_x}^{L_x} \equiv (X_{t-L_x}, X_{t-L_x+1}, \dots, X_{t-1}) \quad L_x = 1, 2, \dots \text{ ve } t = L_x + 1, L_x + 2, \dots \quad (10)$$

² Bootstrapların teorem ve ispatları için ayrıntılı bilgi Hansen ve Seo (2002) 'de bulunmaktadır. Gauss program kodları için Bruce Hansen'e teşekkür ederiz.

$$Y_{t-L_y}^{L_y} = (Y_{t-L_y}, Y_{t-L_y+1}, \dots, Y_{t-1}) \quad L_y = 1, 2, \dots \text{ ve } t = L_y + 1, L_y + 2, \dots \quad (11)$$

$\Pr(\cdot)$ olasılık ve $\|\cdot\|$ maksimum normu olmak üzere yukarıda ele alınan X_t ve Y_t serilerinin durağan ve zayıf bağımlı oldukları varsayımı ile (Hiemstra, Jones, 1994: 1646; Ciner, 2001: 205; Asimokopoulos vd., 2000: 26, Brooks, Tsolacos, 2000: 307);

$$\Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < e \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < e, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < e) = \Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < e \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < e) \quad (12)$$

koşulu gerçekleşirse belirlenmiş m , L_x ve $L_y \geq 1$ ve $e > 0$ için Y_t değişkeni X_t 'nin Granger nedeni değildir. Eşitliğin sol tarafındaki olasılık X_t 'nin m . öncül vektörünün e ile uzaklığının koşullu olasılığıdır. $C1, C2, C3, C4$ bileşik olasılıkların korelasyon integralleri ve yine m , L_x ve $L_y \geq 1$ ve $e > 0$ olmak üzere Hiemstra ve Jones'a (1994: 1647) göre koşullu olasılıkları, bileşik olasılıkların oransal bileşimin kullanarak Granger nedeni olmama durumunu;

$$\frac{C1(m+L_x, L_y, e)}{C2(L_x, L_y, e)} = \frac{C3(m+L_x, e)}{C4(L_x, e)} \quad (13)$$

belirlenmiş m , L_x ve $L_y \geq 1$ ve $e > 0$ için test istatistiği vektör otoregresyon (VAR) modelinden elde edilen hata terimlerine;

$$TVAL = \sqrt{n} \left(\frac{C1(m+L_x, L_y, e, n)}{C2(L_x, L_y, e, n)} = \frac{C3(m+L_x, e, n)}{C4(L_x, e, n)} \right)^a : N(0, \sigma^2(m, L_x, L_y, e)) \quad (14)$$

uygulanması ile bulunur (Hiemstra, Jones, 1994: 1648; Ciner, 2001: 205, Asimokopoulos vd., 2000: 26, Brooks, Tsolacos, 2000: 307). Boş hipotez Granger nedensellik yoktur şeklindedir. Hiemstra ve Jones (1993) Monte Carlo simülasyonlarında $m=1$, x ve y 'nin eşit olacak şekilde $L_x=L_y=1, 2, 3$ veya 4 olmasını tavsiye etmişlerdir.

C. FREKANS ALANI NEDENSELLİK ANALİZİ

Geleneksel nedensellik analizleri analize dâhil edilen değişkenler arasındaki etkileşimi sadece bir test istatistiği için incelerken, frekans alanı metodu zaman içerisindeki farklı frekanslar için söz konusu testleri gerçekleştirmektedir. Bu durum geleneksel nedensellik analizlerinin tek bir test istatistiği değişkenler arasındaki ilişkiyi özetler şeklindeki zımnî varsayımının tersinedir. Frekans alanı yaklaşımı nedensellik dinamiklerini tek bir istatistik yerine farklı frekans istatistiklerini dikkate almak suretiyle incelemektedir (Ciner, 2011:5). Bu yüzden, frekans alanı nedensellik analizi Türkiye'de petrol fiyatı ile carî denge ara-

sındaki ilişkinin geçici ya da sürekli olup olmadığı konusunu daha iyi anlamamızı sağlaması açısından oldukça anlamlı sonuçlar verecektir.

Geweke (1982) ve Hosoya (1991), frekans alanı yaklaşımına göre nedenselliği test edebilmek için iki boyutlu zaman serisi vektörü oluşturmuştur: $z_t = [x_t, y_t]'$ ve z_t sonlu sıralı VAR terkiibindedir.

$$\Theta(L)z_t = \varepsilon_t \quad (15)$$

Burada $\Theta(L) = I - \Theta_1 L - \dots - \Theta_p L^p$, 2×2 gecikme boyutu ile $L^k z_t = z_{t-k}$ dir. Farklı frekanslarda Granger nedensellik ise şu şekilde tanımlanmıştır.

$$M_{y \rightarrow x}(\omega) = \log \left[\frac{2\pi f_x(\omega)}{|\psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right] = \log \left[1 + \frac{|\psi_{12}(e^{-i\omega})|^2}{|\psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right] \quad (16)$$

Eğer $|\psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 = 0$ ise ki bu durum y frekans ω 'de x 'in nedeni değildir demektir. Eğer z 'nin bileşenleri $I(1)$ ise ve eşbütünlük ise otoregresif polinomial $\Theta(L)$ birim köke sahiptir. Geriye kalan kökler çemberin dışındadır. 15 no'lu denklemin her iki tarafından da z_{t-1} 'i çıkarırsak:

$$\Delta z_t = (\Theta_1 - I)z_{t-1} + \Theta_2 z_{t-2} + \dots + \Theta_p z_{t-p} + \varepsilon_t = \Theta(L)z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Bu durumda $\Theta(L) = \Theta_1 - I + \Theta_2 L + \dots + \Theta_p L^p$ şeklindedir (Breitung ve Candelon, 2006). Geweke (1982) ve Hosoya (1991) spektral yoğunluğun ayrışmasına göre belirlenen özel frekansa göre nedenselliğin ölçülmesini önermiştir. İki değişkenli vektör otoregresif model kullanan Breitung ve Candelon (2006) ise otoregresif parametreler üzerinde doğrusal bir hipoteze dayanan tek bir test prosedürü önermiştir. Böylece test prosedürü çok boyutlu sistemleri ve eşbütünlük ilişkilerini inceleyebilecek şekilde genelleştirilebilecektir.

Breitung ve Candelon (2006) ε_t 'yi beyaz gürültü olarak varsaymaktadır ve $E(\varepsilon_t) = 0$ ve $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \Sigma$ şeklindedir. Burada Σ pozitif tanımlıdır. G 'yi Cholesky ayrıştırmasının aşağı üçgen matris olarak tanımlarsak $G'G = \Sigma^{-1}$ ki $E(\eta_t \eta_t') = I$ ve $\eta_t = G\varepsilon_t$ şeklindedir. Eğer sistem durağan ise, bu durumda $\phi(L) = \Theta(L)^{-1}$ ve $\psi(L) = \phi(L)G^{-1}$ şeklindedir. MA gösterimi ise;

$$z_t = \phi(L)\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \phi_{11}(L) & \phi_{12}(L) \\ \phi_{21}(L) & \phi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \psi_{11}(L) & \psi_{12}(L) \\ \psi_{21}(L) & \psi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{pmatrix} \quad (18)$$

Bunu x_t 'nin spektral yoğunluğunun gösterimi için kullanabiliriz;

$$f_x(\omega) = \frac{1}{2\pi} \{ |\psi_{11}(e^{-i\omega})|^2 + |\psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 \} \quad (19)$$

Breitung ve Candelon (2006) $M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$ 'nin nedensellik etkisini $|\psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 = 0$ için keşfetmektedir. Sıfır hipotezi VAR katsayılarındaki doğrusal kısıtlamalara eşittir. $\psi(L) = \Theta(L)^{-1}G^{-1}$ ve $\psi_{12}(L) = -\frac{g^{22}\Theta_{12}(L)}{|\Theta(L)|}$, G^{-1} 'nin düşük diagonal elemanı olarak g^{22} ve $\Theta(L)$ 'nin belirleyicisi olarak $|\Theta(L)|$ y ω frekansında x 'in nedenseli değildir.

$$|\Theta_{12}(e^{-i\omega})| = \left| \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \cos(k\omega) - \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \sin(k\omega) i \right| = 0 \quad (20)$$

$\theta_{12,k}$ ile Θ_k 'nin (1,2)-elemanını göstermektedir. Bunun için $|\Theta_{12}(e^{-i\omega})| = 0$ için,

$$\sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \cos(k\omega) = 0 \quad (21)$$

$$\sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \sin(k\omega) = 0 \quad (22)$$

Breitung ve Condelon (2006) doğrusal kısıtlamalar $\alpha_j = \theta_{11,j}$ ve $\beta_j = \theta_{12,j}$ 'yi denklem (21) ve (22) 'e uygulamıştır. Sonrasında x_t için VAR denklemi aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$x_t = \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_{1t} \quad (23)$$

ve sıfır hipotezi $M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$ $\beta = [\beta_1, \dots, \beta_p]'$ ile doğrusal kısıtlamaya eşit olacaktır.

$$H_0 : R(\omega)\beta = 0 \quad (24)$$

ve

$$R(\omega) = \begin{bmatrix} \cos(\omega) & \cos(2\omega) & \dots & \cos(p\omega) \\ \sin(\omega) & \sin(2\omega) & \dots & \sin(p\omega) \end{bmatrix} \quad (25)$$

$\omega \in (0, \pi)$ için nedensellik ölçüsü geleneksel F testi ile test edilebilir. Test prosedürü (2, T-2p) serbestlik derecesi ile F- dağılımı ile devam etmektedir.

III. VERİLER VE AMPİRİK SONUÇLARI

Bu çalışmada Türkiye'nin 1992:01-2012:04 dönemine ait aylık reel petrol fiyatları (ROP) ve dış ticaret dengesi (X-M) verileri kullanılmıştır. Analizlerde kullanılan veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) ve Uluslararası Para Fonu veri tabanından (IFS) elde edilmiştir. Aylık reel petrol fiyatı hesaplanırken IFS tarafından yayımlanan dünya ham petrol fiyatı baz alınmıştır. Değişkenlere eşbütünleşme ve nedensellik testi uygulanmadan önce birim kök sorunundan arındırılması gerekmektedir. Bu amaçla Dickey ve Fuller (1979, 1981, ADF) , Phillips ve Perron (1988, PP), Elliot vd. (1996, DF-GLS) ve Kwiatkowski vd. (1992, KPSS) tarafından geliştirilen birim kök testi yapılmıştır. Sonuçların yer aldığı Tablo 1'de reel petrol fiyatlarının düzey değerlerinde sabit terimli modelde birim kök taşıdığı, sabit ve trend değişkenlerinin dahil edildiği modelde ise birim kök taşımadığı, bununla birlikte genel sonuç olarak değişkenlerin düzey değerlerinde birim kök taşımaktadır. Burada özellikle serilerin uzun hafıza (long memory) göstermesine bağlı olarak aşırı uyum gösterme (overfitting) sorununu yaşayabileceği göz önünde bulundurulursa durağanlık dereceleri net olarak bulunması gerekir. Bu nedenle serilerin birinci farklarını alarak analize devam edilmesi gerektiği görülmektedir³.

³ Ayrıntılı bilgi için Kapetanios, Shin ve Snell, (2006) ve Robinson (1995) çalışmalarına bakılabilir.

Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları

	Değişkenler	ADF	DF-GLS	PP	KPSS
<i>Düzye</i>					
Sabit	ROP	-2.282 (1)	-1.426 (1)	-2.023 (3)	1.532 (11)
	(X-M)	-1.793 (1)	-1.102 (1)	-2.203 (6)	1.431 (11)
Sabit+Trend	ROP	-4.205 (1)*	-4.09 (1)*	-3.739 (3)*	0.119 (10)*
	(X-M)	-3.173 (1)	-3.042 (1)	-4.122 (8)*	0.270 (11)
<i>Birinci Farklar</i>					
Sabit	ROP	-11.039 (0)*	-10.974 (0)*	-10.919 (6)*	0.050 (2)*
	(X-M)	-20.953 (0)*	-20.997 (0)*	-21.144 (5)*	0.033 (3)*
Sabit+Trend	ROP	-11.036 (0)*	-11.017 (0)*	-10.91 (6)*	0.022 (2)*
	(X-M)	-20.918 (0)*	-20.629 (0)*	-21.118 (5)*	0.019 (3)*

Notlar: * Değerleri değişkenlerin durağan oldukları seviyeyi göstermektedir. ADF testi için parantez içindeki değerler SIC kriterine göre seçilen gecikme uzunluklarını ve gecikme uzunluklarının sıfır olması durumunda DF test sonuçlarını göstermektedir. Mac Kinnon (1996) kritik değerleri, sabit terimli model için sırasıyla %5 güven aralığında -2.885, sabit terim ve trendli model için -3.447'tür. DF-GLS testi için parantez içindeki değerler SIC kriterine göre seçilen gecikme uzunluklarını göstermektedir. Asimptotik kritik değerler sabit terimli model için sırasıyla %5 güven aralığında -1.944, sabit terim ve trendli model için -3.1772'tür. PP testi için parantez içindeki değerler Bartlett Kernel kriteri kullanılarak Newey-West'e göre seçilen bant genişliklerini göstermektedir. Kritik değerler ADF testi ile aynıdır. KPSS testi için parantez içindeki değerler Bartlett Kernel kriteri kullanılarak Newey-West'e göre seçilen bant genişliklerini göstermektedir. Asimptotik kritik değerler sabit terimli model için sırasıyla %5 güven aralığında 0.463, sabit terim ve trendli model için 0.146'dır.

Reel petrol fiyatı ile dış ticaret açıkları arasında doğrusal ya da doğrusal olmayan bir eşbütünlüğün varlığını incelemek amacı ile ilk olarak Hansen ve Seo (2002) eşbütünlüşme testi uygulanmıştır. Test sonucunda hem asimptotik hem de bootstrap kritik değerleri karşılaştırıldığında %5 anlam seviyesinde değişkenler arasında doğrusal olmayan eşbütünlüşme ilişkisinin yer aldığı alternatif hipotez kabul edilmektedir.

Tablo 2: Hansen ve Seo (2002) Eşik Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

supLM İstatistiği	Asimptotik % 5 kritik değer	Bootstrap % 5 kritik değer
32.0399	30.3064 [0.027]*	31.3577[0.039]*

Not: * olasılık değerlerini göstermektedir.

Bu sonuca göre değişkenler arasında uzun dönemli doğrusal olmayan bir etkileşimin olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu ilişkinin yönü ve derecesi için ise doğrusal olmayan bir nedensellik testinin uygulanması uygundur.

Tablo 3: Hiemstra-Jones (1994) Doğrusal Olmayan Granger Tipi Nedensellik Analizi

H ₀	Ham Veri ^a		Hatalar ^b	
	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
ROP \nrightarrow (X-M)	1.6504	0.049*	1.7418	0.0497*
(X-M) \nrightarrow ROP	-0.8123	0.7917	0.4295	0.3337

Notlar: * %5 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olan değerleri göstermektedir. ^a: serilerin birinci farkını. ^b: VAR(p+d) modelinden elde edilen hataları göstermektedir.

Hiemstra ve Jones (1994) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan nedensellik analizinin uygulanması sonucunda elde edilen sonuçlara göre reel petrol fiyatlarından dış ticaret açığına doğru % 5 anlamlılık seviyesinde doğrusal olmayan Granger tipi bir nedenselliğin olduğu görülmektedir. Bu sonuca göre petrol fiyatlarında yaşanacak olası bir şokun Türkiye'nin dış ticaret dengesi üzerinde etkisinin olacağı muhakkaktır.

Tablo 4: Frekans Alanı Test Sonuçları

ω_i	Uzun Vade		Orta Vade		Kısa Vade	
	0.01	0.05	1.00	1.50	2.0	2.50
ROP \nrightarrow (X-M)	4.312	4.239	8.574*	3.011	0.606	1.309
(X-M) \nrightarrow ROP	3.026	3.002	2.667	2.576	0.995	11.509*

Not: VAR modelleri için gecikme uzunlukları SIC'ye göre belirlenmiştir. (2, T-2p) ile ki-kare dağılımının kritik değerleri yaklaşık olarak 5.99 şeklindedir.

Frekans alanı test sonuçlarına göre reel petrol fiyatından dış ticaret açığına doğru bir nedensellik bulunmaktadır. Bu sonuç doğrusal olmayan nedensellik analizi ile tutarlıdır. Bununla birlikte nedensellik sadece orta vadede ortaya çıkmakta, uzun vadede kaybolmaktadır. Bu sonuç ise literatür kısmında incelenen uluslararası çalışmalar ile benzerlik göstermektedir. Zira petrol fiyatlarının dış denge üzerindeki etkisinin sadece kısa vadede kendini gösterdiği uzun vadede kaybolduğu sonucu yabancı literatürde hakim olan bir sonuçtur. Diğer yandan frekans alanı testi sonuçları dış ticaret açığından reel petrol fiyatlarına doğru kısa vadede bir nedenselliğin olduğunu göstermektedir.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada 1992:01 – 2012:04 yılları arasında kalan dönemde petrol fiyatlarında yaşanan değişikliklerin Türkiye'nin dış ticaret dengesi üzerinde etki-

sinin olup olmadığı incelenmektedir. Bu amaçla doğrusal birim kök testleri ile birlikte doğrusal olmayan eşbütünleşmenin varlığını test eden Hansen ve Seo (2002) eşbütünleşme, yine doğrusal olmayan Granger nedenselliklerin varlığını sorgulayan Hiemstra ve Jones (1994) nedensellik analizleri ve son olarak Breitung ve Candelon (2006) tarafından geliştirilen ve farklı frekans uzunluklarında nedenselliği inceleyen frekans alan testi uygulanmıştır.

Doğrusal olmayan nedensellik analizinden elde edilen bulgular göstermektedir ki, petrol fiyatlarında yaşanan olası pozitif bir şok dış ticaret dengesinin bozulmasına neden olacaktır. Bununla birlikte frekans alanı nedensellik testi sonuçlarına göre petrol fiyatlarındaki bir artışın etkisi uzun vadede kaybolmaktadır. Yabancı literatür ile paralellik gösteren bu sonuca göre petrol fiyatlarındaki artış kısa vadede dış ticaret dengesinin bozulmasına neden olmaktadır. Bununla birlikte uzun vadede dış ticaret dengesindeki bozulmaların nedeni petrol fiyatları değildir.

Bu sonuçlar ışığında Türkiye’de ekonominin büyüme dönemlerinde önemli bir sorun haline gelen dış ticaret dengesinin sağlanabilmesi için özellikle yoğun enerji gereksiniminin olduğu sektörlerde kısa ve orta vadede enerji tasarrufu sağlayacak politikaların benimsenmesi gerekmektedir. Ayrıca gerek toplam ithalat gerekse enerji ithalatı içerisinde çok yüksek bir paya sahip olan petrole bağımlılığın azaltılabilmesi için alternatif enerji kaynaklarının geliştirilmesi gerekmektedir. Bununla birlikte uzun vadede dış ticaret açıklarının kapatılabilmesi için hem yeni gelişen pazarlarla ticaretin arttırılması hem de rekabetçi sektörlerde ihracatı özendirici politikaların uygulamaya konulması oldukça faydalı olacaktır. Bununla birlikte Bu konuda ileride yapılacak çalışmalarda Markov rejim değişim modeli kullanılmak suretiyle petrol fiyatları ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkinin ekonominin daralma ve genişleme dönemlerinde nasıl bir seyir izlediğinin incelenmesi literatürdeki bu eksikliği gidermesi açısından faydalı olacaktır.

KAYNAKÇA

- AGMON, Tamir and Arthur B. LAFFER; (1978), "Trade, Payments and Adjustment: The Case of Oil Price Rise", **Kyklos**, 31, pp. 68–85.
- ASIMOKOPOULOS, Ioannis; David AYLING and Wan M. MAHMOOD; (2000), "Nonlinear Granger Causality in the Currency Futures Returns", **Economics Letter**, 68, pp.25-30.
- BAEK, Ehung and William A. BROCK; (1992), "A General Test For Nonlinear Granger Causality: Bivariate Model", **Working Paper, Iowa State University and University of Wisconsin**, Madison.
- BALKE, Nathan S. and Thomas B. FOMBY; (1997), "Threshold Cointegration", **International Economic Review**, 38, pp.627-645.
- BAUM, Christopher F. and Meral KARASULU; (1998), "Modelling Federal Reserve Discount Policy", **Computational Economics**, 11, pp.53-70.
- BERNANKE, Ben S.; Mark GERTLER and Mark WATSON; (1997), "Systematic Monetary Policy and The Effects of Oil Price Shocks", **Brookings Papers on Economic Activity**, 1, pp. 91-142.
- BREITUNG, Jorg and Bertrand CANDELON; (2006), "Testing For Short and Long-Run Causality: A Frequency Domain Approach", **Journal of Econometrics**, 12, pp.363–378.
- BROCK, William A.; (1991), "Causality, Chaos, Explanation and Prediction in Economics and Finance," in John CASTI and Anders KARLQVIST (Ed.), **Beyond Belief: Randomness, Prediction And Explanation in Science**, Boca Raton: Crc Press, pp.1-125.
- BROOKS, Chris and Sotiris TSOLACOS; (2000), "Does Orthogonalization Really Purge Equity Based Property Valuations Of Their General Stock Market Influences", **Applied Economics Letter**, 7(5), pp.305-309.
- BURBIDGE, John and Alan HARRISON; (1984), "Testing for the Effects of Oil-price Rise Using Vector Autoregression", **International Economic Review**, 25, pp.459–484.
- CINER, Çetin; (2001), "Energy Shocks and Financial Markets: Nonlinear Linkages", **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, 5(3), pp. 202-213.
- CINER, Çetin; (2011), "Eurocurrency Interest Rate Linkages: A Frequency Domain Analysis", **International Review of Economics and Finance**, 20, pp.498-505.

- CHUKU, A. Chuku; Usenobong F. AKPAN; Ndifreke R. SAM and Ekpeno L. EFFIEONG; (2011), "Oil Price Shocks and the Dynamics of Current Account Balances in Nigeria", **OPEC Energy Review**, 35(2), pp.119-139
- DEMİRCİ, Ebru ve Şebnem ER; (2007), "Ham Petrol Fiyatlarının Türkiye'deki Cari Açığa Etkisinin İncelenmesi", **8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Ulusal Kongresi Bildiriler Kitabı**, 24-25 Mayıs 2007, Malatya: İnönü Üniversitesi, ss.1-249.
- DICKEY, David A. and Wayne A. FULLER; (1979), "Distribution Of The Estimators For Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Journal of The American Statistical Association**, 74, pp. 427- 431.
- DICKEY, David A. and Wayne A. FULLER; (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Econometrica**, 49, pp.1057-72.
- DOLADO, Juan J. and Helmut LUTKEPOHL; (1996), "Making Wald Test Work for Cointegrated VAR Systems", **Econometric Reviews**, 15, pp.369-386.
- DUTT, Swarna and Dipak GHOSH; (2005), "A Threshold Cointegration Test Of The Fisher Hypothesis: Case Study Of 5 European Nations", **South-western Economic Review**, pp.40-50.
- EDISON, Hali J.; (2003), "Do Indicators of Financial Crisis Work? An Evaluation of an Early Warning System", **International Journal of Finance and Economics**, 8(1), pp.11-53.
- EDWARDS, Sebastian; (1993), "Openness, Trade Liberalization, and Growth in Developing Countries", **Journal of Economic Literature**, 31, pp.1358-96.
- ENDERS, Walter; (2009), **Applied Econometric Times Series**, Third Edition, USA: Wiley.
- ENDERS, Walter and Barry FALK; (1998), "Threshold-Autoregressive, Median-Unbiase and Cointegration Tests of Purchasing Power Parity", **International Journal of Forecasting**, 14, pp.171-186.
- ELLIOT, Graham; Thomas J. ROTHENBERG and James H. STOCK; (1996), "Efficient Tests For an Autoregressive Unit Root", **Econometrica**, 64(4), pp.813-836.
- ERDOĞAN Seyfettin ve BOZKURT Hilal; (2009), "Türkiye'de Cari Açığın Belirleyicileri: Mgarch Modelleri ile Bir İnceleme", **Maliye Finans Yazıları**, 23(84), ss.135-172.

- ERKİLİÇ, Serdar; (2006), “Türkiye’de Cari Açığın Belirleyicileri”, Yayınlanmamış Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara: Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, İstatistik Genel Müdürlüğü.
- ESTEVE, Vicente; Manuel N. IBANEZ and Maria A. PRATS; (2006), “The Spanish Term Structure of Interest Rates Revisited: Cointegration with Multiple Structural Breaks: 1974-2010”, **Economia Aplicada, Working Paper Series, 2006-09**, Internet Address: <http://www.aefi.com/RePEc/pdf/defi10-08.pdf>, Date of Access: 15.07.2013.
- ESTEVE, Vicente and Maria A. PRATS; (2010), “The Spanish Term Structure of Interest Rates Revisited: Cointegration with Multiple Structural Breaks, 1974-2010”, **Economia Aplicada, Working Paper Series, 2010-01**, pp.1-21. Internet Address: <http://ideas.repec.org/p/eec/wpaper/1001.html>, Date of Access: 15.07.2013.
- FİRUZAN, Esin; (2010), “Türkiye Petrol Fiyatları Oynaklığının Modellenmesi”, **Ekonometri ve İstatistik Dergisi**, 12, ss.1–17.
- GHARTEY, Edward E.; (1993), “Causal Relationship between Exports and Economic Growth: Some Empirical Evidence in Taiwan, Japan, and the US”, **Applied Economics**, 25(8), pp.1145-1152.
- GEWEKE, John; (1982), “Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series”, **Journal of The American Statistical Association**, 77, pp.304-313.
- GISSER, Micha and Thomas H. GOODWIN; (1986), “Crude Oil and Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions”, **Journal of Money, Credit and Banking**, 18, pp.95-103.
- HAMILTON, James D.; (1983), “Oil and the Macroeconomy Since World War II”, **Journal of Political Economy**, 91(2), pp.228–248.
- HANSEN, Bruce E.; (1996), “Inference When a Nuisance Parameter is not Identified Under The Null Hypothesis”, **Econometrica**, 57, pp.413-430.
- HANSEN, Bruce E. and Byeongseon SEO; (2002), “Testing For Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models”, **Journal of Econometrics**, 110, pp. 293-318.
- HIEMSTRA, Craig and Jonathan JONES; (1993), “Monte Carlo Results For A Modified Version of The Baek And Brock Nonlinear Granger Causality Test”, **Working Paper, University Of Strathclyde**, Internet Address: <http://scholar.lib.vt.edu/ejournals/SNDE/002/abstracts/v2n3001.html>, date of Access: 16.08.2013.

- HIEMSTRA, Craig and Jonathan JONES; (1994), "Testing for Linear and Non-linear Granger Casuality in The Stock Price-Volume Relation", **Journal of Finance**, 49(5), pp.1639-1664.
- HOSOYA, Yuzo; (1991), "The Decomposition and Measurement of the Interdependence Between Second-Order Stationary Process", **Probability Theory and Related Fields**, 88, pp.429-444.
- IEA (International Energy Agency); (2001), "World Energy Outlook, Paris: Assessing Today's Supplies to Fuel Tomorrow's Growth", **OECD/IEA**, Internet Address: <http://www.worldenergyoutlook.org/media/weowebiste/2008-1994/weo2001.pdf>, Date of Access: 16.08.2013.
- IHLE, Rico and Stephan CRAMON-TAUBADEL; (2008), "A Comparison of Threshold Cointegration and Markov-Switching Vector Error Correction Models in Price Transmission Analysis", **Proceedings of the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management**, Internet Address: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/37603/2/confp07-08.pdf>, Date of Access:16.08.2013.
- JAYARAMAN, Tiru K. and, Chee K. CHOONG; (2009), "Growth and Oil Price: A Study of Causal Relationship in Small Pacific Island Countries", **Energy Policy**, 37(6), pp.2182-2189.
- KARABULUT, Gökhan ve Ayşe Ç. DANIŞOĞLU; (2006), "Türkiye'de Cari İşlemler Açığının Büyümesini Etkileyen Faktörler", **Gazi İİBF Dergisi**, 8(1), ss.47-63.
- KAPETANIOS, George; Yongcheol SHIN and Andy SNELL; (2006), "Testing for Cointegration in Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models", **Econometric Theory**, 22(2), pp.279-303.
- KILIÇ, Esin; (2009), "Türk İmalat Sektörü'nde İhracat, İthalat ve Döviz Kuru Arasındaki İlişkilerin Zaman Serisi Analizi", **Anadolu International Conference in Economics**, June 17-19, Eskişehir: Anadolu Üniversitesi, İnternet Adresi: http://www.academia.edu/1187885/Turk_Imalat_Sektorunde_Ihracat_Ithalat_ve_Doviz_Kuru_Arasindaki_Iliskilerin_Zaman_Serisi_Analizi, Erişim Tarihi: 16.08.2013.
- KILIAN, Lutz; (2010), "Oil Price Volatility: Origins and Effects", **World Trade Organization Staff Working Paper**, ERSD-2010-02, Internet Address: <http://www.econstor.eu/handle/10419/57602>, Date of Access: 15.06.2013.

- KWIATKOWSKI, Dennis; Peter C.B. PHILLIPS; Peter SCHMIDT and Yongcheol SHIN; (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?”, **Journal Of Econometrics**, 54(1-3), pp.159-178.
- LO, Ming C. and Eric ZIVOT; (2001), “Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to The Law of One Price”, **Macroeconomic Dynamics**, 5, pp.533-576.
- MACKINNON, James G.; (1996), “Numerical Distribution Functions For Unit Root and Cointegration Tests”, **Journal of Applied Econometrics**, 11, pp.601–618.
- MEHRARA, Mohsen; (2008), “The Asymmetric Relationship Between Oil Revenues and Economic Activities: The Case of Oil-exporting Countries”, **Energy Policy**, 36, pp.1164–1168.
- PRASAD, Arti; Paresh K. NARAYAN and Jashwini NARAYAN; (2007), “Exploring the Oil Price and Real GDP Nexus for a Small Island Economy, the Fiji Islands”, **Energy Policy**, 35, pp.6506–6513.
- OBSTFELD, Maurice and Alan M. TAYLOR; (1997), “Nonlinear Aspects of Goods Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher’s Commodity Points Revisited”, **Journal of Japanese and International Economies**, 11, pp.441-479.
- OZLALE, Ümit and Didem PEKKURNAZ; (2010), “Oil Prices and Current Account: a Structural Analysis for Turkish Economy”, **Energy Policy**, 38(8), pp.4489–4496.
- PEKER, Osman ve Hakan HOTUNLUOĞLU; (2009), “Türkiye’de Cari Açığın Nedenlerinin Ekonometrik Analiz”, **Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi**, 23(3), ss.221-237.
- PHILLIPS, Peter C.B. and Pierre PERRON; (1988), “Testing For A Unit Root in Time Series Regressions”, **Biometrika**, 75(2), pp.335-346.
- RADELET, Steven and Jeffrey D. SACHS; (2000), “The Onset of the East Asian Financial Crisis in Currency Crises”, **NBER and Chicago University Press**, Internet Address: www.nber.org/chapters/c8691.pdf, Date of Access: 22.06.2013.
- REBUCCI, Alessandro and Nikola SPATAFORA; (2006), “Oil Prices and Global Imbalances,” in International Monetary Fund, **IMF World Economic Outlook, April 2006: Globalization and Inflation**, Washington: DC, pp.71–76.

- ROBINSON, P., M. (1995), “Log-Periodogram Regression of Time Series with Long Range Dependence”, *Annals of Statistics*, 23(3), pp.1048-1072.
- SCHUBERT, Stefan F. (2013), “Dynamic Effects of Oil Price Shocks and Their Impact on the Current Account”, *Macroeconomic Dynamics*, 7, pp.1--22
- TAYLOR, Alan M.; (2001), “A Century of Purchasing Power Parity”, *Review of Economics and Statistics*, 84, pp.139-150.
- TODA, Hiro Y. and Taku YAMAMOTO; (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes”, *Journal of Econometrics*, 66, pp.225-250.
- TOGAN, Subidey ve Hakan BERUMENT; (2011), “Cari İşlemler Dengesi, Sermaye Hareketleri ve Krediler”, *Bankacılar Dergisi*, 78, ss.3-21.
- YÜCEL, Yelda; (2003), “Dynamics of the Current Account of Balance of Payments in Turkey”, **7. İktisat Kongresi Bildiriler Kitabı**, 6-8 Mart 2003, Ankara: ODTÜ, ss.1-149.
- ZANGHIERI, Paolo; (2004), “Current Accounts Dynamics in New EU Members: Sustainability and Policy Issues”, **CEPII Working Paper**, Internet Address: <http://ssrn.com/abstract=871453>, Date of Access: 20.06.2013.
- ZAOUALI, Sana; (2007), “Impact of Higher Oil Prices on the Chinese Economy”, *OPEC Energy Review*, 31(3), pp.191–214.