

## TÜRKİYE'DE PETROL FİYATLARI, İHRACAT VE REEL DÖVİZ KURU İLİŞKİSİ: ARDL SINIR TESTİ YAKLAŞIMI VE DİNAMİK NEDENSELLİK ANALİZİ

**Doç. Dr. Halil ALTINTAŞ**  
Erciyes Üniversitesi, İ.İ.B.F.  
haltintas@erciyes.edu.tr

### ÖZET

*Bu çalışma, 1987-2010 dönemi üç aylık verileriyle ihracat, yurtdışı reel gelir, reel döviz kuru, reel petrol fiyatları ve nispi ihracat fiyatı değişkenleri kullanılarak ARDL yöntemi ve nedensellik testleriyle Türkiye'nin ihracat fonksiyonunu tahmin etmeyi amaçlamaktadır. Tahmin sonucunda ihracat ve belirleyicileri arasında uzun dönemde bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönemde yurtdışı reel gelirdeki yüzde 1 artışın ihracatta yüzde 5.93'lük iyileşmeye, reel döviz kurundaki yüzde 1'lik artışın ihracatta yüzde 0.61'lik bir kötüleşmeye neden olmaktadır. Nispi ihracat fiyatı uzun dönemde anlamlı bulunmamıştır. Reel petrol fiyatının ihracat üzerindeki etkisini gösteren esneklik değeri (0.22) pozitif ve anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç incelenen dönemde petrol fiyatındaki artıştan ihracatın zarar görmediğini göstermiştir. Granger nedensellik sonuçları petrol fiyatı-nispi ihracat fiyatı ve yurtdışı reel gelir-ihracat arasında iki yönlü nedensellik olduğunu göstermiş ve böylece Türkiye'de ihracatın dışsal ekonomik gelişmelere daha duyarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.*

**Anahtar Kelimeler:** Petrol Fiyatları, İhracat, ARDL Modeli.

## THE RELATIONSHIP BETWEEN OIL PRICES, EXPORT AND REAL EXCHANGE RATE IN TURKEY: BOUNDS TESTING APPROACH AND ANALYSIS OF DYNAMIC CAUSALITY

### ABSTRACT

*This paper aims to estimate export for Turkey function by using export, real oil prices, real exchange rate, foreign real income and relative export price applying ARDL methodology and Granger causality tests by using quarterly data for the period 1987-2010. The results suggest that there is a long-run relationship between export and its determinants. In the long run, a one percent increase in real foreign income leads to a 5.93 percent improvement in export, while a one percent increase in real exchange rate deteriorates 0.61 percent in export. Relative export price is not found statistically significant in the long run. The effect of the real price of oil on export is estimated to be positive and statistically significant with an elasticity of 0.22. This results implies that exports do not suffer from the increase in the price of oil for examined period. The result of Granger causality indicates that there is a bidirectional causality between oil prices-relative export price and foreign real income-export which infers that Turkey's export is more sensitive to external economic developments.*

**Keywords:** Oil Prices, Export, Bounds Testing Approach.

## 1. Giriş

Enerji – özellikle petrol-modern bir ekonomide en önemli hammaddelerden biridir. Petrol ürünleri ulaştırma ve enerjinin ortaya çıkarılmasında yaygın bir şekilde kullanılır ve ayrıca petrol kimya ürünlerinin üretiminde de kullanılmaktadır. Bu nedenle, petrol fiyatı, uluslararası ekonomide anahtar fiyatlardan biridir ve diğer enerji kaynakları için yaygın bir şekilde referans değer olarak kullanılmaktadır (Korhonen & Ledyeva, 2010:849).

Petrol fiyatındaki artış son üç resesyon döneminin en önemli nedenlerinden biridir. Son 40 yılda dünya çapında petrol fiyatlarındaki artışa tepki olarak ekonomik resesyonlar gözlenmiştir. Bunlar 1973 yılındaki petrol krizine bağlı olarak ortaya çıkan 1973 resesyonu, 1979 yılındaki İran devriminden dolayı enerji krizlerinden kaynaklanan 1979 resesyonu ve ardından İran devriminin yarattığı 1980-1983 resesyonlarıdır (Williams, 2011). 1973 petrol krizinde, petrol fiyatları emtiya fiyatlarından daha fazla dalgalanma göstermiştir. Ham petrol, doğal gaz ve rafine edilmiş petrol fiyatları, yurtiçi üreticilerin sattığı ürünlerin yaklaşık yüzde 95'inin fiyatlarından daha fazla dalgalanmıştır. Malik (2008)'e göre 1973-74'de görülen birinci negatif petrol şoku, OPEC'in petrol ambargosundan, ikincisi 1978-79 petrol şoku OPEC'in petrol üretimini kısmasından kaynaklanmıştır. 1991'de Irak savaşıyla başlayan ikinci önemli şok 1991-1992 dönemleri arasını kapsasa da etkisi büyük olmuştur.

Global petrol fiyatları 2003'ten beri sürekli artış gösterirken 2006 Nisan'ında petrol fiyatı 2004 Ocak fiyatının iki katından daha fazla artmıştır. Talep, arz ve spekülasyon faktörleri ve bu faktörlerin birbirleriyle karşılıklı olan ilişkileri petrol fiyatlarında düzenli bir artışa yol açmıştır. Son yıllarda gelişmekte olan Çin ve Hindistan gibi Asya ülkelerindeki güçlü ekonomik performansı global petrol talebini artırmıştır (Anam Hassan & Zaman, 2012:2125). Zaouali (2007)'ye göre 2030 yılına kadar petrol talebinin her yıl yüzde 1.3'lük artış göstereceği ve petrol talebindeki artışın yüzde 70'inin özellikle Hindistan ve Çin gibi gelişmekte olan ülkelere kaynaklanacağını ve iki ülkenin yıllık petrol talep artışının 2030'a kadar her yıl ortalama yüzde 2.5 artacağını öngörmektedir.

Williams (2011) petrol talebi fiyatının esnek olmadığını, enerji arzında meydana gelecek herhangi bir değişimin fiyatlar üzerinde önemli artışa yol açacağını bildirmektedir. Talepteki küçük bir artış (veya arzdaki bir azalma) petrol fiyatlarını şiddetli bir şekilde artıracaktır. Petrol fiyatının bu inelastik özelliği, ithalat yapan ülkelerin ekonomilerinde kötüleşmelere neden olabilmektedir. Bununla birlikte 2009'da olduğu gibi talepteki bir azalma da, fiyatın düşmesine bağlı olarak aynı kötüleştirici etkinin petrol üreticisi ülkelerde görülmesini sağlamaktadır. Kısaca hem talepteki bir artış, hem de yıpranan petrol alanlarının neden olduğu üretimdeki azalma, petrol fiyatının ani bir şekilde artmasına yol açmaktadır.

Petrol fiyatlarının reel ekonomik faaliyetleri etkilemesi mekanizması, hem arz hem de talep kanallarının dahil edilmesiyle ortaya çıkmaktadır. Bazı araştırmalar artan petrol fiyatlarının etkilerinin temel kanal olarak aktarımının arz yönlü olmasından dolayı resesyona yol açacağını açıklamaktadırlar. Bu durumda petrol fiyatındaki artışlar ekonomide potansiyel üretimi etkilemektedir. Gerçekte petrol fiyatındaki artışlar ekonomide petrolün piyasada daha az bulunacağı anlamına gelen kıtlıktaki bir artışın

göstergesi olarak yorumlanmaktadır. Petrol aynı zamanda üretimde temel girdi olduğundan sonraki dönemde işgücü verimliliğini azaltıcı etkiye de yol açmaktadır. (Jbir & Ghorbel, 2009:1041). Petrol fiyatındaki artışın ekonomik faaliyetleri talep yönlü ve reel dengeden değişme aracılığıyla dolaylı bir şekilde etkileyebilmektedir. Pierce ve Enzler (1974), Hamilton (1988, 2003), Ferderer (1996), Brown & Yücel (2002), Cologni & Manera (2008) petrol fiyatındaki bir artışın petrol ithal eden ülkelere ihracat eden ülkelere gelir transferine yol açmaktadır. Bu transfer, petrol ithal eden ülkelerde hane halkının reel gelirlerini azaltmakta ve sonuçta yurtiçi talebin gittikçe zayıflamasıyla firmaların karları ve yatırımları olumsuz etkilenmektedir. Bu ülkelerde petrol fiyatındaki artışa bağlı olarak cari işlemler açığının sürekliliği ulusal bütçe hedefleri üzerinde ters etkiler doğuracak ve ikiz açık olarak bilinen sorunu gündeme getirecektir. Sonuçta uluslar arası petrol fiyatındaki artışlar ekonomik büyüme ve refah artışında kayıplara yol açacaktır (Belkar vd., 2007; Kooros vd.2006).

Petrol fiyatlarının makroekonomik değişkenler üzerine etkisini inceleyen çok sayıda çalışmaya [(Wilson (2001) petrol fiyatları, dış ticaret dengesi, reel döviz kuru; Otto (2003) petrol fiyatları, dış ticaret haddi; Ahmed & Donoghue (2010) petrol fiyatları, ihracat, endüstriyel hammadde fiyatları, gelir adaletsizliği; Malik (2008) petrol fiyatları, üretim, reel döviz kuru, dünya faiz oranı, petrol tüketimi; Chen & Hsu (2012) petrol fiyatları, dış ticaret (ihracat ve ithalat)] rastlanmaktadır. Bu çalışmaların bazılarında petrol fiyatlarının asimetric olduğu bazılarında ise petrol fiyatlarının doğrusal olduğu varsayımı altında model tahminleri yapılmıştır.

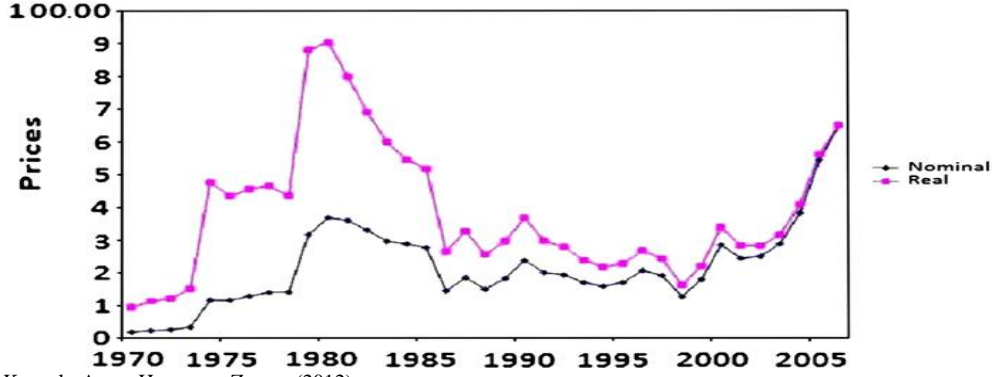
Bu çalışma 1987-2010 dönemi için Keynesci yaklaşımın (massetme ve harcama) dış ticaret dengesi teorisini dikkate alarak Türkiye’de petrol fiyatları, yurtdışı gelir, reel döviz kuru ve nispi ihracat fiyatının ihracat üzerindeki etkilerini ARDL yöntemiyle araştırmayı amaçlamaktadır. Petrol fiyatlarının ihracat modelinde yer aldığı sınırlı sayıda çalışmanın olması (örneğin Faria vd., 2009), bu çalışmanın literatüre katkı sağlaması açısından önem arz etmektedir. Çalışmanın ikinci bölümünde petrol fiyatları ve ekonomik faaliyetler ilişkisi, üçüncü bölümde Türkiye’de petrol fiyatı ve ihracatla ilgili gelişmeler, dördüncü bölümde model tahmininde kullanılan yöntemler, beşinci bölümde ise ampirik sonuçlarla ilgili bilgilere yer verilecektir.

## **2. Petrol Fiyatları Ve Ekonomik Faaliyetler: Teorik ve Ampirik Literatür**

Petrol ithal eden gelişmekte olan ülkeler, petrol ithal eden gelişmiş ülkelere daha fazla enerjiye bağımlı olması ve enerjinin etkin kullanıldığı enerji-yoğun (energy-intensive) sektörlerle sahip olmasından dolayı petrol fiyatlarındaki artıştan olumsuz etkilenmektedir. Petrol fiyatındaki artış, artan enerji fiyatlarının firmaların daha az enerji satın alması anlamına gelmekte ve sonuçta sermaye ve emek verimliliğinin azalmasına bağlı olarak potansiyel milli gelirin düşmesine neden olabilmektedir. Faktör verimliliğindeki azalma ise reel ücretlerin gerilemesini sağlayabilmektedir. İşgücü arzının bir kısmı gönüllü olarak işgücünden ayrılması halinde potansiyel üretim olduğundan daha düşük düzeyde gerçekleşecektir. Ayrıca petrol fiyatındaki artışlar, belirsizliğin etkisiyle yatırımları azaltarak veya kaynakların sektörel dağılımını yeniden düzenleyerek ekonomik faaliyetler üzerinde doğrusal olmayan bir etkiye sahip olabilmektedir (Ferderer, 1996).

Aşağıdaki Grafik 1'de 1970-2005 dönemi petrol fiyatlarındaki gelişmeler gösterilmiştir. Grafikte petrol fiyatlarının 2003'den sonra sürekli artış eğiliminde olduğu gözlenmektedir.

**Grafik 1: Dünya Petrol fiyatı (ABD doları/Varil)**



Kaynak: Anam Hassan ve Zaman (2012).

Yapılan araştırmalarda petrol fiyatındaki şokların ekonomik faaliyetleri yavaşlatacağı ve enflasyonu artıracacağı konusunda görüş birliği vardır (örneğin Rasche & Tatom, 1981; Bruno & Sachs, 1982; Darby, 1982; Hamilton, 1983, 1985, 1996; Burbidge & Harrison, 1984; Gisser & Goodwin, 1986; Mork, 1989). Ancak Hooker (1996, 2002) & Doroodianand Boyd (2002) gibi araştırmacılar 1980'li yılların sonundan itibaren petrol fiyatındaki artışın reel ekonomik faaliyetler üzerinde sınırlı etkiye yol açtığını, bunda petrol ithal eden sanayileşmiş ülkelerde enerji politikasının kontrol edilmesi, alternatif enerji kaynaklarının geliştirilmesi ve teknolojik yeniliklerin etkili olduğunu vurgulamışlardır.

Petrol üreticisi bir ülke için petrol fiyatındaki bir artışın büyüme üzerine etkisi, diğer ülkelerdeki ekonomik büyümenin yavaşlaması dikkate alındığında değişebilecektir. Net enerji ithalatçısı bir ülkenin talebindeki bir azalma, petrol ihraç eden ülkelerin bu ülkelere daha önceki miktardan daha az ihracat yapmasına yol açacaktır. Bu durum (petrol ihracatçısı ülke üzerinde daha keskin olmasa da) ekonomik büyüme üzerinde negatif bir etkiye yol açacaktır. Yükselen petrol fiyatlarındaki artışın net etkisi, enerji ihracatçısı ülkeler için pozitif olacağı beklense de, ticari ilişkiler dikkate alındığında durumun nasıl değişebileceğini belirsizlik arz edebilmektedir (Korhonen & Ledyeva, 2010:849).

Blanchard & Gali (2007) son 10 yılda petrol fiyatlarının ekonomik dalgalanmaların önemli bir kaynağı olmadığını belirtmişlerdir. Yazarlar, petrol fiyatındaki bir artışın özellikle enflasyon ve ekonomik faaliyetler üzerinde ılımlı etkilere neden olmasını dört faktöre bağlamaktadır: Bunlar, eşzamanlı olarak negatif şokların ortaya çıkmaması, üretimde petrolün payının düşük olması, esnek işgücü piyasaları ve para politikası yönetiminde iyileşmedir. Diğer taraftan Segal (2007) ise 2000'li yıllara yüksek petrol fiyatlarının dünya ekonomisini yavaşlatmamasının nedenini birkaç gerekçeyle açıklamıştır. Bunlardan en önemlileri, artan petrol fiyatının düşünüldüğü kadar önemli olmaması, yüksek petrol fiyatlarının çekirdek enflasyona geçişinin sıkı

para politikasıyla önüne geçilmesinden dolayı uzun süreli olmaması ve sonuçta bu faktörlerin ekonomik büyümeyi (yavaş- büyüme) sınırlandırmamasıdır. Ancak bu sonuçlar genellikle net petrol ve diğer enerji ürünleri ithalatçısı ülkelerle ilişkilendirilmektedir. Buna karşılık enerji ihracatçısı ülkeler artan enerji fiyatlarından daha fazla yarar sağlaması beklenmektedir. Bu ülkelerin dış ticaret hadlerinde iyileşme ve artan ihracat gelirleri, hem daha fazla tüketim hem de yatırım için kullanılmaktadır. Örneğin Rautava (2004) Rusya'nın artan petrol gelirlerinin GDP büyümesinde hızlı artışlara yol açtığını göstermiştir.

Bohi (1989), Romer & Romer (1989), Bernanke vd. (1997), Barsky & Kilian (2004) ise ekonomik faaliyetleri azaltan etkinin petrol fiyatlarındaki artış olmadığını, petrol fiyatı şoklarına para politikası tepkisinin bu azalışa neden olduğunu belirtmişlerdir. Yazarlar, sadece petrol şoklarının ekonomik resesyonu açıklamada yeterli olmadığını belirtmişlerdir. Ayrıca, petrol fiyatı şokları ile ekonomik faaliyetlerdeki artış arasında asimetrik bir ilişkinin mevcut olduğunu göstermişlerdir. Petrol fiyatındaki bir artış reel büyümeyi azaltıcı etkiye yol açsa da, tersine petrol fiyatındaki bir azalma ekonomik faaliyetleri canlandıramamaktadır.

Petrol fiyatlarının ekonomik faaliyetler üzerine etkisinin asimetrik özellik taşıdığı birçok iktisatçı tarafından desteklenmektedir. Hamilton, (1996) Jimenez-Rodriguez & Sanchez, (2004) Lee vd. (1995); Mory, (1993); Mork, (1989) petrol fiyatlarındaki negatif ve pozitif şoklara karşı ekonominin tepkisinin asimetri özelliği taşıdığını ve petrol fiyatı değişkeninde lineer olmayan dönüştürmeler yaparak petrol fiyatı-makroekonomik ilişkileri analiz etmişlerdir. Hamilton (1996) ve Lee vd., (1995) pozitif petrol şoklarının (petrol fiyatı artışları) aynı büyüklükteki negatif petrol şoklarına göre büyüklük olarak daha geniş makroekonomik etkilere yol açtığına işaret etmişlerdir. Bu konuda iktisatçılar farklı açıklamalarda bulunmuşlardır. Örneğin Ferderer (1996)'e göre bu asimetrimin kaynağının finansal piyasalara yönelik baskı ve belirsizlik olduğunu Tatom (1993), Balke vd. (2002), Brown & Yücel (2002), asimetrimin nedeninin petrol fiyatındaki şok karşısında para politikasının tepkisi olduğunu, Hamilton (1988)'a göre ise ayarlama maliyetleri ile bu asimetrimin açıklanabileceğini ifade etmişlerdir. Tüm bu tartışmalarda petrol fiyatındaki değişmelerin ekonomiyi etkileme kanallarının yeniden önem kazanmasını sağlamış ve bu kanallara para politikası, döviz kuru, dış ticaret haddi, refah transferi ve teknolojik değişme eklenmiştir. Tartışmalara talep kaynaklı petrol fiyatı değişmeleri ile arz kaynaklı petrol fiyatı değişmelerinin ekonomik etkileri arasında ayırım yapılarak devam edilmiştir. Talep kaynaklı petrol fiyatı değişmelerin arz kaynaklı petrol fiyatı değişmelerinden daha fazla önemli olduğu ileri sürülmüştür (Oladosu, 2009:5417).

Petrol fiyatı şoklarının döviz kuru ve diğer değişkenler üzerindeki aktarım mekanizmasının teorik yapısı şu şekilde açıklanabilir: Başlangıçta artan petrol fiyatları enflasyonist baskıları artırmakta ve hane halkının reel gelirlerini azaltmakta ve sonuçta tüketim harcamaları baskı altına alınmaktadır. Ayrıca toplam üretim, yurtiçi talebin gittikçe zayıflaması ve şirket karlarının azalması karşısında olumsuz etkilenebilmektedir (Huang & Guo, 2007:405). Önemli sayıda araştırma (örneğin Hamilton, 1996, 2002; Hooker, 2002) petrol fiyatındaki artışın üretimi ve yurtiçi fiyat düzeyini etkilediğini ve azalan talep düzeyinin merkez bankaları tarafından izlenen karşı para politikaları yoluyla dengelendiğini göstermiştir. Diğer taraftan petrol fiyatındaki bir artış petrol ithal

eden bir ülkeden petrol ihraç eden bir ülkeye gelir transferine yol açmaktadır. Krugman, (1980), Chaudhuri & Daniel (1998) petrol fiyatındaki yükselmenin petrol ihraç eden ülkedeki mal fiyatlarının nispi olarak petrol ithal eden ülkeye göre daha fazla yükselmesine yol açacağını vurgulamışlardır. Bu durum petrol ithalatçısı ülkelerin reel döviz kurlarında değerlenmeye neden olacaktır. Ancak döviz kurları üzerinde etkinin büyüklüğü, petrol ithal eden ülkeler arasında petrol ithalatının dağılımı ile hem petrol ithal eden hem de ihraç eden ülkeler arasındaki portföy tercihlerine bağlı olmaktadır.

Petrol fiyatları ve makro ekonomik faaliyetler arasındaki ilişkiyi inceleyen ampirik çalışmalar ve bu çalışmalarda elde edilen bulgular aşağıda özetlenmiştir.

Mussa (2000), 1970-2000 dönemi için farklı makro ekonomik modeller kullanarak petrol ithal eden ülkelerde (Hindistan, Kore, Pakistan, Filipinler, Tayland ve Türkiye) petrol fiyatı şoklarının etkilerini analiz etmiştir. Bu ülkelerde petrol fiyatlarındaki artışın mal ve hizmetlerin üretim maliyetlerinde artışa yol açtığını, bunun enerji fiyatlarını nispi olarak yükselttiğini ve firmalara kar marjları artırma yönünde baskıya neden olduğunu göstermiştir. Ayrıca sürekli artan petrol fiyatlarının petrol tüketicisi ülkelere üretici ülkelere doğru GSYİH'nin yaklaşık yüzde 0.25 oranında sürekli gelir transferini sağladığı bulgusuna ulaşmıştır.

Anam Hassan & Zaman (2012) 1975- 2010 dönemi için Pakistan'da artan petrol fiyatlarının ticaret dengesi üzerindeki etkisini ARDL yöntemiyle araştırmıştır. Petrol fiyatları döviz kuru ve ticaret dengesi arasında anlamlı negatif bir ilişkinin olduğunu, petrol fiyatlarındaki yüzde 1 artışın döviz kuru ve ticaret dengesini sırasıyla yüzde 0.382 ve yüzde 0.342 azalttığını göstermiştir. Petrol fiyatları ve döviz kurunun ise dış ticarete dengesizliğine yol açtığı sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca petrol fiyatlarındaki artışlar ithalatın maliyetini artırdığından dış dünyaya yönelik net gelir çıkışına ve böylece ticaret açığına neden olmaktadır. Yazarlar Pakistan'da petrol ithalatı bağımlılığını azaltıcı enerji projelerinin geliştirilmesi gerektiğini vurgulamışlardır.

Prasad vd. (2007) 1970-2005 dönemi için Fiji Adaları'nda petrol fiyatları ile reel GSYİH arasındaki ilişkiyi incelemiş ve petrol fiyatlarındaki artışın reel GSYİH üzerinde, literatürün aksine, pozitif etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Bu sonucun Fiji ekonomisinin iki özelliğinden kaynaklandığını ileri sürmüştür. Birincisi, Fiji'de fiili reel üretimin potansiyel üretiminden yaklaşık yüzde 50 daha düşük olduğunu ve bu nedenle petrol fiyatlarındaki artışın üretimi negatif yönde etkileyecek bir eşik düzeye ulaşmadığını ileri sürmüşlerdir. İkincisi petrol fiyatındaki artışların daha yüksek bir fiili üretime dönüştürülmesidir.

Coloni & Manera (2008) 1980-2003 dönemi üç aylık verileri kullanarak G7 ülkeleri için petrol fiyatı şoklarının üretim, fiyatlar ve parasal değişkenler üzerindeki etkilerini yapısal VAR analizi ile incelemiştir. Japonya ve İngiltere hariç tüm ülkelerde petrol fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkili olduğu, enflasyon şoklarının reel ekonomiye geçişinin faiz oranlarının artmasıyla gerçekleştiğini, enflasyon ve büyümeye yönelik şoklara farklı para politikalarının uygulandığını buna bağlı olarak ortaya çıkan etkilerin birçok ülkede ılımlı olduğunu göstermişlerdir.

Jimenez-Rodriguez & Sanchez (2005) seçilmiş bazı OECD ülkeleri için petrol fiyatları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Petrol fiyatlarının reel büyüme üzerine doğrusal olmayan etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Petrol

fiyatındaki bir artışın petrol fiyatındaki bir azalmadan reel büyüme üzerinde daha büyük bir etkiye neden olduğunu göstermişlerdir. Petrol ithal eden ülkeler arasında (Japonya hariç) petrol fiyatı artışının büyümeyi negatif etkilediği, buna karşılık petrol ihraç eden bir ülke olan İngiltere'nin de petrol fiyatı artışından olumsuz, Norveç'in ise olumlu etkilendiği bulgusuna ulaşmışlardır.

Faria vd. (2009) 1992:01–2005:12 dönemi için Çin'de petrol fiyatlarındaki artışın Çin'in ihracatı üzerindeki etkisini reel petrol fiyatı, reel döviz kuru, ihracat verimliliği ve sanayileşmiş ülkelerin sanayi üretim endeksi değişkenleri kullanarak sınır testi yaklaşımı ile analiz etmiştir. Modellerde petrol fiyatlarının ihracat üzerindeki etkisinin anlamlı ve pozitif (0.063 ve 0.068), ihracat verimlilik endeksi katsayısının birden büyük ve anlamlı (4.06 ve 2.47), reel döviz kuru katsayısı negatif ve sanayi üretim endeksi pozitif olsa da anlamlı bulunmamıştır. Çin'de ihracatın enerji yoğun olmaması, işgücü arzının hemen hemen sonsuz olmasına bağlı olarak ihracatın önemli bir kısmının emek yoğun üretime dayanması, ihracat sektöründeki verimlilik artışının ücretlerde daha az artışa yol açması gibi faktörler ihracat arzının artmasına ve daha rekabetçi bir yapının ortaya çıkmasına neden olmuştur. Ayrıca yabancı teknolojinin benimsenmesi ve doğrudan yabancı yatırımın artması gibi verimlilik artışını sağlayan dışsal faktörler, ekonomik büyüme yanında ve ihracat sektöründe rekabetçi yapının iyileşmesini sağlamıştır. Sonuçta sayılan bu avantajlardan dolayı, petrol fiyatları artsa da Çin'de ihracat artmaya devam etmiştir

### **3. Türkiye'de İhracat ve Petrol Fiyatının Gelişimi**

#### **3.1. İhracatın Gelişimi**

1980 yılından itibaren ihracata dayalı sanayileşme modelinin uygulanmaya başlanmasıyla dış pazarlara açılma ve dünya ekonomileriyle bütünleşme süreci hız kazanmıştır. 1980 yılında 2.9 milyar dolar olan ihracat, 2011 yılı sonunda 46 kat artarak 135 milyar dolara aşmış ve ihracatın yapısında da önemli değişiklikler ortaya çıkmıştır. Türkiye'nin 2023 ihracat Stratejisi'nde Türkiye ihracatının 500 milyar dolara, dünya ekonomileri içinde 10. sıraya yükselmesi, 2012-2023 yılları arasında ihracatın yüzde 11.7 artması ve dünya ihracat payının ise 2011'de yüzde 0.8 olan payının 2013'de 0.91'e 2018'de 1.18'e ve 2023'de 1.46'ya yükseltilmesi hedeflenmektedir. Ayrıca 2023'de GSMH'nin 2 trilyon dolara yükseltilerek dünyanın ilk 10 ekonomisi arasına girmesi amaçlanmaktadır (Yüksek Planlama Kurulu, 2012).

Türkiye, 2000'li yılların başından itibaren yürüttüğü ihracatta pazar çeşitlendirmesi politikası kapsamında ihracatta AB'nin payı giderek düşüş göstermiştir. 2002 yılında AB'nin ihracatımızdaki payı yüzde 57 iken bu oran 2011'de yüzde 46'ya 2012'de ise yüzde 38.8'e gerilemiştir. AB ülkelerinde azalan ihracat pazar payı, Asya ülkelerine kayarak artış göstermiş ve 2000'de bu ülkelerde yüzde 13.9 olan ihracat payı 2012'de yüzde 34.8'e yükselmiştir. Türkiye 1996'da 180 ülke ve gümrük bölgesine ihracat yaparken 2002'de bu sayı 228'e, 2011'de ise 236 farklı ülke ve gümrük bölgesine ihracat yapar duruma gelmiştir (Yüksek Planlama Kurulu, 2012, Hazine Müsteşarlığı, 2013).

Türkiye'nin ihracat hacminin 1 milyar ABD Dolarını geçtiği ülke sayısı 2000 yılında 5 iken bu sayı 2008 yılında 30'a yükselmiştir. Ayrıca Türkiye'nin en önemli ticaret partnerlerinin ekonomisinde ortaya çıkması muhtemel olumsuz gelişmelere karşı

direnci artmıştır. Yaşanan çeşitlenme süreci sayesinde, Türkiye'nin en önemli 10 ticaret partnerine yaptığı ihracatın toplam ihracat içerisindeki payı 2000 yılında yüzde 62 iken bu oran 2005 yılında yüzde 49'a düşmüştür (TEPAV, 2009:6).

İhracatımız sektörler itibariyle incelendiğinde 2002 yılında sanayi ürünlerinin toplam ihracat içindeki payı yüzde 94.6 iken (tarım ürünlerinin payı yüzde 5), 2011 yılında bu pay yüzde 95.6'ya yükselmiştir. İhracatta uygulanan stratejiler sonucunda düşük teknoloji sektörlerinden orta teknoloji sektörlerine dönüşüm sürdürülerek daha rekabetçi ve katma değeri yüksek ürünler üretilmeye başlanmıştır. 2002'de ihracatta tekstil ilk sırayı alırken 2011'de orta ve ileri teknoloji ürünleri olan otomotiv ve petrol ürünleri ihracatta paylarını artırmıştır (Yüksek Planlama Kurulu, 2012).

### 3.2. Türkiye'de Petrol Fiyatları ve Gelişmeler

Aşağıdaki Tabloda 2000-2012 yılları arasında ham petrol fiyatı, Türkiye'de petrol ve enerji bağımlılığına ilişkiler bilgileri verilmektedir. Tabloda görüldüğü gibi uluslararası piyasalarda 2001 yılında varili ortalama 24.4 dolardan satılan ham petrol fiyatı, 2008 ABD krizinin etkisiyle global daralmadan dolayı 2009 yılı dışında sürekli artış göstermiştir. 2000 yılına göre petrol fiyatı 2012 yılında yüzde 291'lik bir artış göstermiştir. 2000-2012 yılları arasındaki ortalama petrol fiyatı ise 61.37 dolardır. İthal edilen ham petrol ise 2008 yılına kadar 20 milyon tonun üzerindeyken doğal gaz kullanımının artmasıyla ithal edilen miktarda 2008'den sonra azalma gerçekleşmiştir. Ham petrol ithalatında olağanüstü bir artış olmamasına rağmen, petrol fiyatındaki artışın Hazine'ye olan maliyeti artmış; 2000 yılında 4.2 milyar dolar olan petrol faturası, 2012 yılında 16 milyar doları aşmıştır. 2000-2012 dönemindeki son 13 yılda petrol ithalatı için yapılan toplam ödeme 116.8 milyar dolardır. 2011-2012 döneminde toplam ihracat geliri içinde petrole yapılan ödemenin payı yüzde 10 düzeyindedir. 2000 yılı ödemesine göre 2004 yılında ham petrol ödemesindeki artış yüzde 45, 2005 yılında yüzde 105, 2012 yılında ise yüzde 284'dür. Türkiye'de toplam ithalat içinde ham petrol petrolün payının alternatif enerji kaynakları bulunmadığından dolayı azalmadığı ve buna bağlı olarak enerji bağımlılığının yüzde 70'lere kadar yükseldiği dikkate alındığında, ekonomideki büyümeyle enerji talebinin daha fazla artacağı ve petrole yapılan ödemenin ilerleyen yıllarda daha da yükseleceği beklenmektedir.

**Tablo 1: Ham Petrol ve Türkiye'de Ham Petrole İlişkin Bazı Göstergeler**

	2000	2002	2003	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Ham petrol Fiy.(\$)	28.4	24.9	28.8	54.4	65.1	72.5	97.0	61.5	79.4	111.2	111.5
İthalat (1000Ton)	21.08	23.70	24.02	23.39	23.78	23.44	21.83	14.21	16.87	18.04	19.47
İthalat değeri Milyon\$	4.208	4.088	4.777	8.649	10.706	11.784	15.639	6.415	9.647	14.888	16.133
İthalattaki Pay%	13.94	14.46	12.95	14.03	15.07	14.58	16.74	14.39	14.65	8.46	-
Enerji Bağ.%**	66.13	67.52	69.69	71.63	71.67	72.72	70.58	68.99	69.34	70.86	66.13

Kaynak: Bu değerler OECD, Dünya Bankası ve Hazine istatistiklerinden alınmıştır.

\*Bir varil Brent ham petrol spot fiyatı (ABD doları). \*\*Enerjiye bağımlılık oranı toplam enerji kullanımında ithal edilen enerjinin yüzdeleri oranıdır.



Elektrik Üreticileri Derneği'nin verilerine Türkiye'nin 2010'daki 71.6 milyar dolarlık dış ticaret açığının 34 milyar dolarla yaklaşık yarısının "net" enerji ithalatından kaynaklandığı bildirilmektedir. Ayrıca enerji ürünlerinin toplam ithalattaki payının yüzde 21 düzeyinde gerçekleştiği ve dolayısıyla ithalat için ödenen her 100 doların 21 dolarının petrol, gaz, kömür gibi enerji ürünlerine gittiği ifade edilmektedir (Elektrik Üreticileri Derneği, 2013). Hazine Müsteşarlığı verilerine göre 2000'de toplam enerji ithalatı 9.1 milyar dolar ve 2012'de 58.4 milyar dolardır. Bu ödemelerin ithalattaki payları 2000'de yüzde 17.2 iken 2012'de bu oran yüzde 89'a yükselmiştir (Hazine Müsteşarlığı, 2013).

#### 4. Ampirik Uygulama

##### 4.1. Model Ve Veri Seti

İhracat, yurtdışı gelir, petrol fiyatları ve reel döviz kuru ve nispi ihracat fiyatı arasındaki ilişkinin araştırıldığı aşağıdaki model (1), Keynesci yaklaşımın dış ticaret dengesini açıklayan massetme ve harcama yaklaşımı esas alınarak tanımlanmış ve kontrol değişkeni olarak modele petrol fiyatı değişkeni dahil edilmiştir.

$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln G7Y_t + \alpha_2 \ln RER_t + \alpha_3 \ln ROIL_t + \alpha_4 \ln XP_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada  $X_t$  ihracat miktarını,  $G7Y_t$  yurtdışı reel GSYİH'yı<sup>1</sup>,  $RER_t$  reel döviz kurunu,  $ROIL_t$  reel petrol fiyatlarını ve  $XP_t$  Türkiye nispi ihracat fiyatını  $\varepsilon_t$  hata terimini göstermektedir. Modelde kullanılan tüm değişkenler IMF'nin IFS veri tabanından elde edilmiştir. Modelde ihracat miktarını ( $X_t$ ) Türkiye ihracat miktar endeksi (2005=100), yurtdışı reel geliri ( $G7Y_t$ ) G7 ülkelerinin reel GSYİH'sı, [(G7 ülkeleri GSYİH/G7 ülkeleri GSYİH deflatörü (2005=100)], reel döviz kurunu ( $RER_t$ ) reel döviz kuru endeksi (2005=100), reel petrol fiyatını ( $ROIL_t$ ) ortalama dünya reel petrol fiyatı<sup>2</sup> [(ortalama dünya petrol fiyatı/ABD toptan eşya fiyat endeksi (TEFE=100)], Türkiye ihracat fiyatını ( $XP_t$ ) Türkiye nispi ihracat fiyatı [(Türkiye ihracat fiyat endeksi (2005=100)/dünya ihracat fiyat endeksi (2005=100)] temsil etmektedir. Modelde tüm değişkenler troma-seats yöntemine göre mevsimsellikten

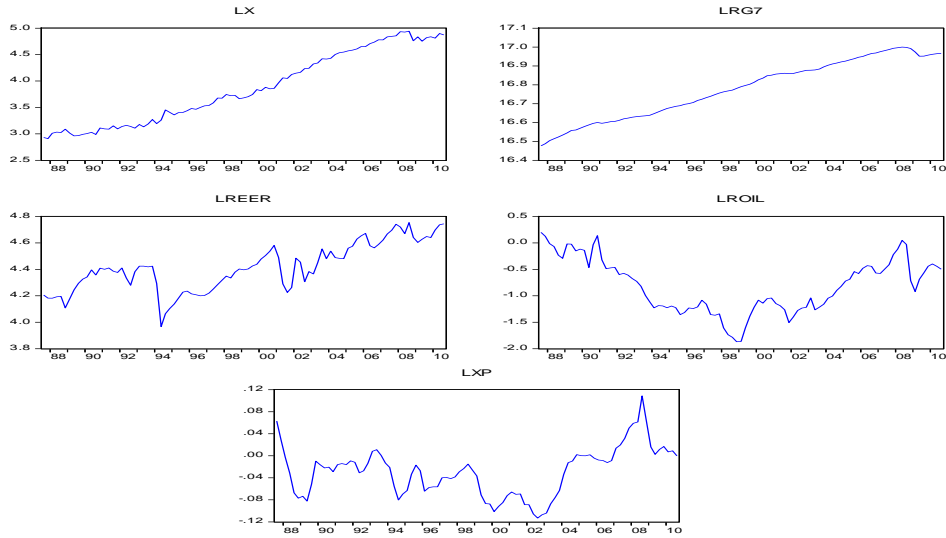
<sup>1</sup> G7 ülkeleri ABD, Japonya, Almanya, İngiltere, Fransa, İtalya ve Kanada'dan oluşmaktadır. Bu 7 ülkenin IMF verilerine göre 2012 yılı itibariyle toplam dünya GSYİH'sı içindeki payı yüzde 47.3'dür (Kaynak: [http://en.wikipedia.org/wiki/List\\_of\\_countries\\_by\\_GDP\\_\(nominal\)](http://en.wikipedia.org/wiki/List_of_countries_by_GDP_(nominal)) (Erişim Tarihi: 27.04.2013). Bu ülkelerin toplam Türkiye ihracatı içindeki payı ise 2011'de yüzde 31.5 ve 2012'de ise yüzde 27.1'dir. (Kaynak: Ekonomi Bakanlığı, <http://www.ekonomi.gov.tr/upload/AB3A4280-D8D3-8566-45206F45BCC409C/eko06.xls> (Erişim Tarihi: 27.04.2013). Bu ülkelerin toplam gelirleri modele yurt dışı gelir olarak alınmış ve Türkiye ihracatı ile ilişkilendirilmiştir.

<sup>2</sup>Petrol fiyatı değişkeninin seçimi zor ve önemlidir. Ulusal petrol fiyatları, fiyat kontrollerinden petrol ürünleri üzerindeki yüksek ve değişen vergilerden, döviz kurlarındaki dalgalanmalardan etkilenebilmektedir. Yürürlükteki petrol fiyatını etkileyen farklı etmenlerin tamamı her ülke için uygun bir petrol fiyatı ölçütünün belirlenmesini güçleştirmektedir. Bu nedenle ampirik uygulamaların çoğunda farklı ekonomilerde petrol fiyatı şoklarının analiz edilmesinde hem ABD doları cinsinden dünya petrol fiyatı hem de bu fiyatın piyasa döviz kuruyla ülkenin kuruna dönüştürüldüğü fiyat kullanılmıştır. İki değişken arasındaki fark, ikincinin ülkedeki döviz kuru dalgalanmalarını ve enflasyon düzeyini dikkate almasıdır (Cunado ve Gracia, 2005:67). Bu çalışmada ABD doları cinsinden reel petrol fiyatının kullanımı tercih edilmiştir.

arındırılmış ve logaritmaları alınarak esneklik değerlerinin elde edilmesi sağlanmıştır. Modelde  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  ve  $\alpha_4$  sırasıyla ihracatın yurtdışı gelir, reel döviz kuru, reel petrol fiyatı ve ihracat fiyatı elastikiyetini göstermektedir. Yurtdışı gelirin artması Türkiye ihracatını artıracığından yurtdışı gelir katsayısının pozitif ( $\alpha_1 > 0$ ) olması beklenir. Reel döviz kurunun artması, Türk parasının değerlendiği anlamına gelmekte ve dolayısıyla ihracat mallarının pahalı hale gelmesine yol açacağından reel döviz kuru katsayısının negatif değer ( $\alpha_2 < 0$ ) olması beklenir. Petrol fiyatlarındaki artışın ihracat üzerinde etkisi üretim maliyetini artırmasından ve dış ticaret haddini kötüleştirmesinden dolayı petrol ihracatçısı ülkeler için negatif ( $\alpha_3 < 0$ ), ihraç eden ülkeler için pozitif olması ( $\alpha_3 > 0$ ) beklenmektedir. Ancak ülkenin sahip olduğu birtakım avantajların daha baskın olması, petrol fiyatı artsa da ihracat olumsuz etkilenmemekte, tersine artabilmektedir Örneğin Faria vd. (2009) petrol ithalatçısı olan Çin'in petrol fiyatları artsa da ihracatının artmaya devam ettiğini göstermiştir. Türkiye'nin ihraç ettiği malların fiyatının dünya ihraç malları fiyatına göre artması, nispi olarak Türk ihraç mallarını pahalılaştıracağından ihracat azalacaktır, dolayısıyla modelde  $\alpha_4$ 'ün negatif ( $\alpha_4 < 0$ ) olması beklenir.

Modelde 1987Q3-2010Q3 dönemine ilişkin üç aylık veriler kullanılmıştır. Modelde kullanılan değişkenlerin serilerine ilişkin grafikler aşağıda gösterilmektedir.

## Grafik 2. Modelde Kullanılan Değişkenlerin Grafikselleştirilmesi



İhracat, yurtdışı gelir, reel döviz kuru, reel petrol fiyatı ve nispi ihracat fiyatı arasındaki ilişki üç farklı aşamada incelenecektir. Birinci aşamada değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiler ARDL sınır testi ile araştırılacaktır. Ardından ihracat

modeline ilişkin hata düzeltme modeli tahmin edilerek kısa dönem dengesizliğin uzun dönemde düzeltilip düzeltilmediği incelenecektir. İkinci aşamada ise değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri (Toda & Yamamoto (1995), Dolado & Lutkepohl (1996) bundan (sonra TYDL) nedensellik testleri yardımıyla araştırılacaktır.

#### 4.2. ARDL Sınır Testi

Literatürde en sık kullanılan eşbütünleşme testleri, hata terimine dayalı iki aşamalı Engle-Granger (1987) yöntemi ile sistem yaklaşımına dayalı Johansen (1988) ve Johansen & Juselius (1990) yöntemidir. Bu yöntemlerin uygulanabilmesi için modelde yer alan tüm değişkenlerin düzeyde durağan olmaması [I(0)] ve birinci farkları alındığında durağan hale gelmesi gerekmektedir (Pesaran vd., 2001: 289-290). Eşbütünleşme dereceleri farklı olan serilere eşbütünleşme yönteminin uygulanamama sorununu Pesaran & Shin (1995) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ortadan kaldırmaktadır. Bu yeni yöntem ARDL (Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımı olarak ifade edilmektedir. Bu yaklaşımın avantajı değişkenlerin bütünleşme dereceleri dikkate alınmaksızın değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığının araştırmasıdır. Diğer taraftan bu yöntemin uygulanması üç nedene bağlı olarak uygun görülmektedir. Birincisi, sınır testi prosedürü kolaydır ve Johansen & Juselius (1990) gibi çok değişkenli eşbütünleşme yöntemlerinin aksine, modelin gecikme uzunluğu EKK ile tahmin edildikten sonra eşbütünleşme ilişkisinin varlığı belirlenmektedir. İkincisi, sınır testi prosedürü Johansen & Juselius (1990) eşbütünleşme tekniklerinden farklı olarak, birim kök testi modeline dahil edilen değişkenlerin ön testlerinin yapılmasını gerektirmemektedir. Sınır testi, modeldeki serilerin I(2) olması dışında, bütünüyle I(0) ve I(1) veya hepsinin karşılıklı eşbütünleşik I(1) olup olmadığına bakılmaksızın uygulanabilmektedir. Üçüncüsü, sınır testi küçük veya sınırlı örnek kümeleri için oldukça etkindir.

Aşağıda 4 bağımsız değişkene sahip sınır testi modelleri, kısıtlanmamış hata düzeltme (unrestricted error correction) modellerinin en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesine dayanmaktadır:

$$\Delta \ln X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta \ln G7Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta \ln RER_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta \ln ROIL_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{5i} \Delta \ln XP_{t-i} + \theta_1 \ln X_{t-1} + \theta_2 \ln G7Y_{t-1} + \theta_3 \ln RER_{t-1} + \theta_4 \ln ROIL_{t-1} + \theta_5 \ln XP_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta \ln G7Y_t = v_0 + \sum_{i=1}^m v_{1i} \Delta \ln G7Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m v_{2i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^m v_{3i} \Delta \ln RER_{t-i} + \sum_{i=0}^m v_{4i} \Delta \ln ROIL_{t-i} + \sum_{i=0}^m v_{5i} \Delta \ln XP_{t-i} + \theta_1 \ln X_{t-1} + \theta_2 \ln G7Y_{t-1} + \theta_3 \ln RER_{t-1} + \theta_4 \ln ROIL_{t-1} + \theta_5 \ln XP_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$\Delta \ln RER_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \delta_{1i} \Delta \ln RER_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{2i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{3i} \Delta \ln G7Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{4i} \Delta \ln ROIL_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{5i} \Delta \ln XP_{t-i} + \theta_1 \ln X_{t-1} + \theta_2 \ln G7Y_{t-1} + \theta_3 \ln RER_{t-1} + \theta_4 \ln ROIL_{t-1} + \theta_5 \ln XP_{t-1} + u_t \quad (4)$$

$$\Delta \ln ROIL_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \ln ROIL_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta \ln G7Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta \ln RER_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{5i} \Delta \ln XP_{t-i} +$$

$$\theta_1 \ln X_{t-1} + \theta_2 \ln G7Y_{t-1} + \theta_3 \ln RER_{t-1} + \theta_4 \ln ROIL_{t-1} + \theta_5 \ln XP_{t-1} + u_t$$

$$\Delta \ln XP_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^m \phi_{1i} \Delta \ln XP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \phi_{2i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^m \phi_{3i} \Delta \ln G7Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \phi_{4i} \Delta \ln RER_{t-i} + \sum_{i=0}^m \phi_{5i} \Delta \ln ROIL_{t-i} +$$

$$\theta_1 \ln X_{t-1} + \theta_2 \ln G7Y_{t-1} + \theta_3 \ln RER_{t-1} + \theta_4 \ln ROIL_{t-1} + \theta_5 \ln XP_{t-1} + u_t$$

Burada  $\Delta$  değişkenlerin birinci farkını simgelemektedir. Yukarıdaki modelle”de sınır testinin uygulanabilmesi için  $m$  olarak gösterilen gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesi için AIC, SC, FPE ve HQ gibi bilgi kriterlerinden yararlanılmaktadır. Burada en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenmektedir. Ancak burada seçilen kritik değerin en küçük olduğu gecikme uzunluğu ile oluşturulan modelin hata terimlerinde otokorelasyon (ardışık bağımlılık) olmaması gerekmektedir. Seçilen kritik değerin en küçük olduğu gecikme uzunluğu ile oluşturulan model otokorelasyon problemi içeriyorsa bu durumda ikinci en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu alınmakta ve eğer otokorelasyon problemi devam ediyorsa bu problem ortadan kalkıncaya kadar bu işleme devam edilmektedir.

Ardından eşbütünleşme ilişkisi varlığının araştırılmasında bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerinin katsayılarına topluca F testi (wald test) uygulanarak anlamlılığının test edilmesi yoluyla belirlenmektedir. Kısaca değişkenlerin bir gecikmeli düzey değerlerinin anlamlılığı testi yapılarak değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşmenin olup olmadığı F-testi kullanılarak belirlenmektedir. 2 ve 6 nolu denklemlerde değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden  $H_0$  (sıfır) hipotezleri:  $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \theta_5 = 0$ . Değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığını ifade eden alternatif hipotezler:  $H_A: \theta_1 \neq \theta_2 \neq \theta_3 \neq \theta_4 \neq \theta_5 \neq 0$  şeklinde oluşturulmaktadır. Değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin olmadığı şekilde kurulan sıfır hipotezi altında hesaplanan ve  $F$ -istatistiği için oluşturulan modeller şöyle gösterilmektedir:  $F(\ln X / \ln G7Y, \ln RER, \ln ROIL, \ln XP)$ ,  $F(\ln G7Y / \ln X, \ln RER, \ln ROIL, \ln XP)$ ,  $F(\ln RER / \ln X, \ln G7Y, \ln ROIL, \ln XP)$ ,  $F(\ln ROIL / \ln X, \ln G7Y, \ln RER, \ln XP)$  ve  $F(\ln XP / \ln X, \ln G7Y, \ln RER, \ln ROIL)$ . Değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığının söz konusu olabilmesi için sıfır hipotezinin reddedilmesi gerekmektedir.  $F$ -testinin asimptotik dağılımı Pesaran vd. (2001)’de gösterilen tablodan elde edilmiştir. Tabloda iki kritik değer gösterilmektedir: Birinci alt kritik değer tüm serilerin I(0) olması durumunda, ikinci üst değer kritik ise tüm serilerin I(1) olması durumunda elde edilmiştir. Serilerin I(0) ve I(1) veya birlikte eşbütünleşik I(1) olması gibi farklı alternatif sınıflamalar için ikinci üst kritik değer geçerli olmaktadır (Pesaran vd., 2001). Bağımlı değişken ile tahminciler arasında eşbütünleşmenin olup olmadığına şu şekilde karar verilecektir: Hesaplanan  $F$ -istatistiği değeri üst kritik sınır değeri aşarsa, sıfır hipotez reddedilmekte ve bağımlı değişken ile tahminciler arasında eşbütünleşmenin olduğu sonucuna varılacaktır. Hesaplanan  $F$ -istatistiği değeri alt kritik sınır değerinden daha düşükse, eşbütünleşmenin olmadığı şeklindeki boş hipotez reddedilememektedir.

Diğer taraftan hesaplanan  $F$ -istatistiği değeri alt ve üst kritik sınır değerlerin arasında ise kesin bir yorum yapılamamakta ve diğer eşbütünleşme testleri yaklaşımlarına başvurulması gerekmektedir. Gözlem sayısının küçük olması durumunda, ilgili kritik değerler in Pesaran vd. (2001) tarafından rapor edilen kritik değerlerden önemli ölçüde sapma gösterebilmektedir. Bu yüzden çalışmalarda 30-80 gözlem sayısına uygun olarak Narayan (2005) tarafından türetilen sınır testi için alt ve üst kritik değerler kullanılmaktadır. Pesaran vd. (2001) tarafından üretilen alt ve üst kritik değerler ise daha büyük gözlem sayısına (500-40.000) uygun olarak elde edilmiştir. Bu nedenle Narayan & Narayan (2005), Pesaran vd. (2001) tarafından hesaplanan kritik değerlerin seriler arasında eşbütünleşme ilişkisine karar vermede yanıltıcı olacağını vurgulamıştır. Çalışmamızda örnek büyüklüğü 93 olduğundan eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığının araştırılmasında hem Pesaran vd. (2001) hem de Narayan (2005) tarafından elde edilen kritik değerler kullanılacaktır. Çalışmada seriler arasında eşbütünleşme araştırıldıktan sonra ihracat fonksiyonuna ilişkin uzun dönem ARDL modeli ve hatalı düzeltme modeli tahmin edilecektir. Her iki modelde kısa ve uzun dönem katsayılar elde edilecektir. Ardından Granger nedensellik testine geçilecek ve Tado & Yamamoto (1995) ve Dolado & Lutkepohl (1996) (bundan sonra TYDL) yaklaşımıyla Granger nedensellik testleri uygulanacaktır.

#### 4.3. TYDL Nedensellik Yaklaşımı

Engle & Granger (1987) tarafından geliştirilen Engle- Granger düzeltme modeli (ECM) ve Johansen & Juselius (1990) tarafından geliştirilen vektör hata düzeltme modeli (VECM) zaman serileri analizlerinde eşbütünleşme ve eşbütünleşme sorununu inceleyen analizlerdir. Rambaldi & Doran (1996)'a göre nedensel ilişkinin testine yönelik geliştirilen ECM ve VECM modellerinin özellikle örnek büyüklüğünün küçük olması halinde varyans değerine karşı duyarlı olduğunu ve uzun zamanı gerektirdiğini ifade etmiştir. Ayrıca VECM, birim kök ve eşbütünleşme testlerini gerektirmekte ve örnek büyüklüğünden olumsuz yönde etkilendiğinden nedensellik sonuçları yanıltıcı olabilmektedir. Bu sorunları ortadan kaldırmak için Yamada & Toda (1998) küçük örneklerde üç farklı nedensellik modellerinin performansını incelemek için Monte Carlo simülasyonu uygulamıştır. Üç nedensellik prosedürü arasında Toda & Yamamoto (1995) ve Dolado & Lutkepohl (1996) tarafından geliştirilen TYDL nedensellik yaklaşımının en uygun olduğu sonucuna varmıştır. Ayrıca hata düzeltme modeli ve Fully Modified VAR (FM-VAR) nedensellik yaklaşımlarının örnek büyüklüğünü TYDL yaklaşımına göre daha olumsuz etkilediğini belirtmişlerdir. Bu nedenle çalışmada değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi TYDL nedensellik prosedürü uygulanarak araştırılmıştır. Bu metod, bir VAR modeli parametrelerinin anlamlılığını testinde yararlanılan modifiye edilmiş Wald testini kullanmaktadır. Toda & Yamamoto'ya göre modifiye edilmiş Wald istatistiği, serilerin  $I(0)$ ,  $I(1)$  veya  $I(2)$  kombinasyonlarına veya herhangi bir seviyede entegre olsa da veya olmasa da uygulanabilmektedir. Bu prosedür, entegrasyon seviyesinin ( $d_{max}$ ) VAR modelindeki uygun gecikme uzunluğunu ( $k$ ) aşmadığı sürece geçerlidir.

TYDL metodu iki aşamada yapılmaktadır. Birinci adımda sistemdeki değişkenlerin maksimum bütünleşme seviyesinin ( $d_{max}$ ) belirlenmesi gerekmektedir. Birim kök testleriyle ( $d_{max}$ ) belirlenmektedir. Var( $k$ ) modelinde değişkenlerin gecikme uzunlukları Sequential Modified LR testi, Akaike (AIC) Schwartz (SIC), Hannan-Quinn

(HQIN) bilgi kriterine göre belirlenmektedir. Optimal gecikme uzunluğu ( $k$ ) ve ( $d_{max}$ ) belirlendikten sonra, VAR modelinin tanısal test kontrolleri (otokorelasyon, değişen varyans, normallik testi ve VAR istikrar (stability) testleri yapılmaktadır. İkinci aşamada ilk  $k$  VAR katsayı matrislerine (tüm gecikmeli katsayılara değil) Wald testleri uygulanarak Granger nedensel etki sonuçlarına ulaşırlar. VAR ( $k+d_{max}$ )'ın tahmini Wald istatistiğine ilişkin asimptotik  $\chi^2$  dağılımını garanti eder. Dolado & Lutkepohl (1996)'ya göre  $d_{max}$ 'ın diğer bütünleşme seviyelerine göre daha iyi performans gösterdiğinden dolayı, çalışmada  $d_{max}=1$  seçilmiştir. TYDL testi sonuçları aşağıdaki genişletilmiş VAR sisteminin tahmini yapılarak elde edilmiştir.

$$\begin{pmatrix} \ln X_t \\ \ln G7Y_t \\ \ln RER_t \\ \ln ROIL_t \\ \ln XP_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \\ \alpha_5 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11,1} & \beta_{12,1} & \beta_{13,1} & \beta_{14,1} & \beta_{15,1} \\ \beta_{21,1} & \beta_{22,1} & \beta_{23,1} & \beta_{24,1} & \beta_{25,1} \\ \beta_{31,1} & \beta_{32,1} & \beta_{33,1} & \beta_{34,1} & \beta_{35,1} \\ \beta_{41,1} & \beta_{42,1} & \beta_{43,1} & \beta_{44,1} & \beta_{45,1} \\ \beta_{51,1} & \beta_{52,1} & \beta_{53,1} & \beta_{54,1} & \beta_{55,1} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} \ln X_{t-1} \\ \ln G7Y_{t-1} \\ \ln RER_{t-1} \\ \ln ROIL_{t-1} \\ \ln XP_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \beta_{11,k} & \beta_{12,k} & \beta_{13,k} & \beta_{14,k} & \beta_{15,k} \\ \beta_{21,k} & \beta_{22,k} & \beta_{23,k} & \beta_{24,k} & \beta_{25,k} \\ \beta_{31,k} & \beta_{32,k} & \beta_{33,k} & \beta_{34,k} & \beta_{35,k} \\ \beta_{41,k} & \beta_{42,k} & \beta_{43,k} & \beta_{44,k} & \beta_{45,k} \\ \beta_{51,k} & \beta_{52,k} & \beta_{53,k} & \beta_{54,k} & \beta_{55,k} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} \ln X_{t-k} \\ \ln G7Y_{t-k} \\ \ln RER_{t-k} \\ \ln ROIL_{t-k} \\ \ln XP_{t-k} \end{pmatrix}$$

$$+ \begin{pmatrix} \beta_{11,p} & \beta_{12,p} & \beta_{13,p} & \beta_{14,p} & \beta_{15,p} \\ \beta_{21,p} & \beta_{22,p} & \beta_{23,p} & \beta_{24,p} & \beta_{25,p} \\ \beta_{31,p} & \beta_{32,p} & \beta_{33,p} & \beta_{34,p} & \beta_{35,p} \\ \beta_{41,p} & \beta_{42,p} & \beta_{43,p} & \beta_{44,p} & \beta_{45,p} \\ \beta_{51,p} & \beta_{52,p} & \beta_{53,p} & \beta_{54,p} & \beta_{55,p} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} \ln X_{t-p} \\ \ln G7Y_{t-p} \\ \ln RER_{t-p} \\ \ln ROIL_{t-p} \\ \ln XP_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mathcal{E}_{1t} \\ \mathcal{E}_{2t} \\ \mathcal{E}_{3t} \\ \mathcal{E}_{4t} \\ \mathcal{E}_{5t} \end{pmatrix} \quad (7)$$

Burada  $p$  gecikme uzunluğu ( $k+d_{max}$ )'ı göstermektedir. VAR sisteminde optimal gecikme uzunlukları  $k$  Schwartz bilgi kriteri (SIC), tarafından belirlenmiştir. Denklem 7'de yurtdışı gelirin ihracatın Granger nedeni olmadığı,  $\beta_{12,k} = 0 \forall_k$  ( $H_0 : \beta_{12,1} = \beta_{12,2} = \dots \beta_{12,k} = 0$ ) şeklinde kurulan boş hipotezin reddedilememesi halinde geçerli olacak, buna karşılık  $\beta_{12,k} = 0 \forall_k$  şeklinde kurulan boş hipotezin reddedilmesi halinde yurtdışı gelirin ihracatın Granger nedeni olduğu kabul edilecektir. Benzer şekilde  $\beta_{13,k} = 0 \forall_k$  hipotezinin reddedilmesi reel döviz kurunun ihracatın Granger nedeni olduğu,  $\beta_{14,k} = 0 \forall_k$  hipotezinin reddedilmesi petrol fiyatlarının ihracatın Granger nedeni olduğu ve  $\beta_{53,k} = 0 \forall_k$  hipotezinin reddedilmesi reel döviz kurunun nispi ihracat fiyatının Granger nedeni olduğu hipotezi kabul edilecektir.

## 5. Ampirik Sonuçlar

### 5.1. Birim Kök Analizi

Granger & Newbold (1974) durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle karşılaşabileceğini göstermiştir. Zira durağan serilerin kullanıldığı serilerden elde edilen sonuçlarda bir sorun gözlenmez iken, durağan olmayan serilerin kullanılması güvenilir olmayan ve yorumlanması ekonomik olarak zor olan sonuçların elde edilmesine yol açabilecektir. Bu nedenle zaman

serileriyle yapılan regresyon analizlerinde değişkenler arasındaki ilişkinin varlığını araştırmadan önce mutlaka analizlerde kullanılan değişkenlerin zaman serisi özelliklerinin incelenmesi gerekmektedir.

Uygulamada serilerin durağanlık düzeyinin test edilmesinde en çok kullanılan yöntemler Dickey & Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey & Fuller (ADF) (1981), Phillips & Perron (PP) (1988) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (KPSS) (1992) testleridir. ADF ve PP testi temel hipotezinde serinin durağan olduğu alternatif hipotezine karşı, birim kökün temel hipotezi olduğu ileri sürülmektedir. Ancak son yıllarda bazı yazarlar temel ve alternatif hipotez arasındaki ayırımı Dickey-Fuller testlerinin gücünün zayıf olduğunu ileri sürmüşlerdir. Bu çalışmalarda zaman serisi verilerinin durağanlığının tespiti için, birim kök alternatif hipotezine karşı durağan temel hipotezi biçimindeki testlerin daha uygun olduğu ileri sürülmüştür. Bu nedenle KPSS (1992) birim kök testi, serinin durağan olmadığı alternatif hipotezine karşın, durağan olduğu temel hipotezinin testi için Lagrange Multiplier (LM) istatistiğini önermiştir. KPSS (1992)'ye göre birim kök ve durağanlık testleri birbirlerinin tamamlayıcısıdır. Bu çalışmada serilerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesinde ADF, PP ve KPSS birim kök testinden yararlanılmıştır. Tablo 2 birim kök test sonuçlarını göstermektedir.

**Tablo 2: ADF, PP ve KPSS Birim Kök Test Sonuçları**

	Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test istatistiği		Philips-Perron Test istatistiği		KPSS LM Test istatistiği		
	Düzye	Birinci Fark	Düzye	Birinci Fark	Düzye	Birinci Fark	
<i>lnX</i>	-0.031(1)	-12.64(0) <sup>a</sup>	-0.010(1)	-12.571(3) <sup>a</sup>	1.242(7) <sup>a</sup>	0.149(3)	
<i>lnG7Y</i>	-1.924(1)	-4.368(0) <sup>a</sup>	-2.581(5)	-4.322(3) <sup>a</sup>	1.255(7) <sup>a</sup>	0.485(5)	
<i>lnRER</i>	-1.537(0)	-7.709(1) <sup>a</sup>	-1.236(6)	-9.179(10) <sup>a</sup>	0.972(7) <sup>a</sup>	0.080(9)	
<i>lnROIL</i>	-1.551(4)	-5.580(4) <sup>a</sup>	-2.084(0)	-7.707(3) <sup>a</sup>	0.318(7)	0.305(2)	
<i>lnXP</i>	-2.922(1) <sup>b</sup>	-6.524(0) <sup>a</sup>	-	-	0.306(6)	0.143(3)	
Anlamlılık Düzeyi	%1	-3.506	-3.506	-3.503	-3.503	0.739	0.739
	%5	-2.894	-2.894	-2.893	-2.893	0.463	0.463
	%10	-2.584	-2.584	-2.583	-2.583	0.347	0.347

**Not:** ADF testinde parantez içindeki değerler Akaike Bilgi kriteri kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır ve maksimum gecikme uzunluğu 11 olarak alınmıştır. PP testinde optimal gecikme uzunluğu, Bartlett kernel (default) spectral estimation yöntemi ve Newey-West Bandwidth (automatic selection) kriterlerinden yararlanılmıştır. <sup>a</sup> ve <sup>b</sup> sırasıyla % 1, %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

ADF ve PP testinde seriler için birim kök testi uygulandığında nispi ihracat fiyatı (*lnXP*) dışında tüm serilerin birim köke sahip olduğu veya durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Dolayısıyla düzeyde durağan olmayan serilerin birinci farkı alınarak yeniden birim kök testi uygulandığında serilerin durağanlaştığı veya birim kök olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. KPSS birim kök testinde *lnROIL* ve *LXP* serisinin düzeyde durağan I(0), diğer tüm serilerin bütünlüşme derecesinin I(1) olduğu söylenebilir.

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişki araştırılmadan önce yapısal bir kırılmanın olabileceği dikkate alınarak yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot & Andrews (ZA) (1992) testi ile serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Birçok yazar standart birim kök testlerinin yapısal değişimlere maruz kalacak değişkenler için uygun olmadığını

belirtmektedir. Örneğin Perron (1989) yapısal değişmelerin varlığında standart ADF testlerinin birim kök hipotezini reddedememe eğilimi taşıdığını göstermiştir. Dolayısıyla, değişkenlerin durağan olmadığına, yalnızca standart birim kök test sonuçlarına dayalı olarak karar vermek yanıltıcı olabilir. Perron (1989) bilinen kırılma noktasının dışsal olduğu varsayımı altında üç farklı model kullanarak serilerin durağanlığını test etmiştir. Bununla birlikte bu test önemli tartışmalara neden olmuştur. Perron (1989) testi bir serinin ( $Y_t$ )  $T_B$  zamanında meydana gelen ekzojen bir yapısal değişme ile birim köke sahip olduğu hipotezini test etmektedir. Zivot & Andrews (1992) ise dışsal kırılma noktası varsayımını reddetmiş ve alternatif bir hipotez altında trend fonksiyonunda tahmini bir kırılmaya imkan tanıyan bir birim kök test prosedürü geliştirmiştir. Bu çalışmada tek bir yapısal değişmeyi endojen olarak dikkate alan Zivot & Andrews birim kök testi kullanılarak serilerin entegrasyon düzeyi test edilmiştir. ZA birim kök testi aşağıdaki denklemler yardımıyla gösterilebilir.

$$\text{Model A: } \Delta y_t = \kappa + \varphi y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\text{Model B: } \Delta y_t = \kappa + \varphi y_{t-1} + \beta t + \gamma_1 DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\text{Model C: } \Delta y_t = \kappa + \varphi y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t + \gamma_1 DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$DU_t = \begin{cases} 1 & \text{Eğer } t > TB \\ 0 & \text{Diğer} \end{cases} \quad \text{ve} \quad DT_t = \begin{cases} t-TB & \text{Eğer } t > TB \\ 0 & \text{Diğer} \end{cases}$$

Burada  $\lambda = TB/T$  ve  $TB$  olası kırılma yılını temsil etmektedir.  $y_{t-1}$ 'in katsayısının istatistikî olarak anlamlılığına bakılarak karar verilmektedir. Model A, trend durağan alternatif hipotez altında, trend fonksiyonunun kesim katsayısında (intercept term) bir değişim olduğunu, Model B, trend fonksiyonun eğiminde bir değişim olduğunu, Model C ise her iki değişimin aynı anda gerçekleştiğini kabul eder.

Yukarıda da ifade edildiği üzere 1989-2010 döneminde yapısal kırılmaya sebep olabilecek ekonomik gelişmeler yaşandığı için, tüm değişkenlere Zivot & Andrews birim kök testi A ve C modellerine uygulanmış ve test sonuçları Tablo 3'de verilmiştir.

**Tablo 3: Zivot ve Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları**

	<i>lnX</i>		<i>lnG7Y</i>		<i>lnRER</i>		<i>lnROIL</i>		<i>lnXP</i>	
	Model A	Model C	Model A	Model C	Model A	Model C	Model A	Model C	Model A	Model C
TB	2001Q	2001Q	2006Q	2007Q	1994Q	1994Q	1992Q	1998Q	2004Q	2004Q
	1	1	4	1	1	1	1	1	1	1
$\varphi$	-0.200 (-3.58)	-0.165 (-2.57)	-0.049 (-2.14)	-0.156 (-4.45)	-0.509 <sup>a</sup> (-6.34)	-0.514 <sup>a</sup>	-0.119 (-2.73)	-0.379 (-3.98)	-0.239 <sup>c</sup> (-4.82)	-0.271 (-4.80)
						(-6.31)				
$\theta$	0.080 <sup>a</sup> (3.08)	0.079 <sup>a</sup> (3.20)	0.004 <sup>b</sup> (2.48)	0.002 (1.07)	-0.152 <sup>a</sup> (-5.11)	-0.160 <sup>a</sup> (-4.49)	-0.182 <sup>b</sup> (-2.45)	-0.034 (-0.56)	0.025 <sup>a</sup> (3.44)	0.022 <sup>a</sup> (3.06)
$\gamma$	-	-0.001 (-1.12)	-	-0.001 <sup>a</sup> (-3.87)	-	-0.00 (-0.42)	-	0.026 <sup>a</sup> (3.776)	-	0.00 (1.29)



$k$	1	1	1	1	1	1	4	4	1	1
$t_{\alpha}$ kritik değerleri										
1%	-5.34	-5.57	-5.34	-5.57	-5.34	-5.57	-5.34	-5.57	-5.34	-5.57
5%	-4.93	-5.08	-4.93	-5.08	-4.93	-5.08	-4.93	-5.08	-4.93	-5.08
10%	-4.58	-4.82	-4.58	-4.82	-4.58	-4.82	-4.58	-4.82	-4.58	-4.82

Not: Kritik değerler, Zivot ve Andrews (1992)'den alınan değerleri göstermektedir. Parantez içindeki değerler  $t$ -istatistiği değerleridir.  $k$ , Akaike bilgi kriterine (AIC) göre (4 gecikme uzunluğuna göre) belirlenen uygun gecikme sayısıdır

Tablo 3, yapısal kırılmalı ZA (1992) Model A sonuçlarına göre  $\ln X$  için 2001Q1,  $\ln G7Y$  için 2006Q4,  $\ln RER$  için 1994Q1,  $\ln ROIL$  için 1992Q1 ve  $\ln XP$  için 2004Q1 kırılma tarihleri belirlenmiştir. Bu tarihler serilerin sabitlerinin kırılma noktalarıdır, ancak seriler analiz dönemi içinde durağan değillerdir. 1994 ve 2001 yılları Türkiye'de ekonomide finansal krizlerin yaşandığı ve ardından istikrar politikalarının uygulandığı, 2006 ve 2007 yılları G7 ülkelerinin ekonomilerinde durgunluğun baş gösterdiği ve ülke reel milli gelirlerinin azalmaya başladığı yıllardır. Model A'ya göre reel döviz kuru ve nispi ihracat fiyatı serilerinde  $y_{t-1}$ 'in katsayısının anlamlılığı  $t$ -istatistiğine göre test edilmektedir. İki serinin  $t$ -istatistiği değerinin (mutlak değer olarak) Zivot & Andrews'in kritik değerinden büyük olduğu görülmektedir. Böylece iki değişkenin yapısal kırılmayla birlikte durağan olduğunu belirten alternatif hipotez kabul edilmektedir. Diğer serilerdeki (ihracat, yurtdışı gelir, reel petrol fiyatı)  $y_{t-1}$  katsayılarının  $t$ -istatistiği değerinin kritik değerlerden küçük olması, serilerin durağan olduğunu gösteren alternatif hipoteze karşı serinin birim kök içerdiğini belirten sıfır hipotezin kabul edilmesini sağlamıştır. Bu sonuç yapısal kırılmalar olmasına rağmen bu serilerde birim kök içerdiği sonucunu değiştirmemiştir. Diğer taraftan Model A'da tüm serilerde kırılma tarihleri anlamlıdır. Model C sonuçlarına göre kırılma tarihleri  $\ln X$  için 2001Q1,  $\ln G7Y$  için 2007Q1,  $\ln RER$  için 1994Q1,  $\ln ROIL$  için 1998Q1 ve  $\ln XP$  için 2004Q1 olarak belirlenmiştir. Bu tarihler serilerin hem sabit hem de eğim katsayılarındaki kırılmalar dikkate alınarak hesaplanan kırılma noktalarıdır. Ancak seriler analiz edildiğinde reel döviz kuru serisi dışında diğer serilerin birim kök içerdiğini belirten temel hipotez kabul edilmektedir. ZA birim kök testinde, yapısal kırılmayı dikkate almayan ADF, PP ve KPSS birim kök testlerinden farklı olarak  $\ln XP$  dışında  $\ln RER$  serisinin düzeyde durağan, diğer değişkenlerin ise fark alındığında durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

## 5.2. ARDL Eşbütünleşme Yöntemi Sonuçları

Uygulanan birim kök testlerinin sonuçlarına göre, değişkenlerin bütünleşme derecelerinin aynı olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır. Eşbütünleşme dereceleri farklı olan serilere eşbütünleşme yönteminin uygulanamama sorununu Pesaran & Shin (1995) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı ortadan kaldırmaktadır. Serilerin farklı bütünleşme düzeylerinde olduğuna karar verildikten sonra, değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi tespit etmek amacıyla 1-5 nolu denklemlere sınır  $F$ -testi uygulanmıştır. Kritik değerlerle birlikte, eşbütünleşmeye yönelik sınır testi sonuçları aşağıdaki Tablo 4'de gösterilmektedir.

**Tablo 4: Sınır Testi Eşbütünlük F testi sonuçları**

Bağımsız değişken	Fonksiyon	Diyagnostik Test Sonuçları				
		$F$ -İstatistiği	$\chi^2_{NORMAL}$	$\chi^2_{ARCH}$	$\chi^2_{RESET}$	$\chi^2_{SERIAL}$
$lnX$	$F(lnX lnG7Y, lnRER, lnROIL, lnXP)$	7.275***	0.523	[1]:1.139	[1]:0.424	[2]:1.949
$lnG7Y$	$F(lnG7Y lnX, lnRER, lnROIL, lnXP)$	4.455***	0.430	[1]:0.412	[1]:17.218***	[1]:0.555
$lnRER$	$F(lnRER lnX, lnG7Y, lnROIL, lnXP)$	3.510	51.80***	[1]:0.838	[1]:9.495	[1]:0.320
$lnROIL$	$F(lnROIL lnX, lnG7Y, lnRER, lnXP)$	3.474	0.378	[1]:0.119	[1]:3.350*	[2]:0.032
$lnXP$	$F(lnXP lnX, lnG7Y, lnRER, lnROIL)$	2.263	3.389	[1]:6.831	[2]:1.112	[1]:0.967
Asimtotik Kritik Değerler						
		%1	%5	%5	%10	%10
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Pesaran vd. (2001)	3.74	5.06	2.86	4.01	2.45	3.52
Narayan (2005)	4.096	5.512	3.010	4.216	2.548	3.644

**Not:** Kritik Değerler Narayan (2005: 1987) bağımsız değişken sayısı  $k=4$  ve  $n=93$  gözlem sayısına göre Case III Tablosundan alınmıştır.

Yukarıdaki sınır testi sonuçlarına göre,  $lnX$  ve  $lnG7Y$  bağımlı değişken olması durumunda eşbütünlük ilişkisinin var olduğu anlaşılmaktadır.  $lnX$ 'in ve  $lnG7Y$ 'nin bağımlı değişken olması halinde hesaplanan  $F$ -istatistiği değerleri sırasıyla 7.275 ve 4.455'dir ve bu değerlerden birincisi yüzde 1, ikincisi yüzde 5 anlamlılık düzeyinde Pesaran vd. (2001) ve Narayan (2005)'in üst kritik sınır değerinden daha büyüktür. Dolayısıyla bu dört değişkenin bağımsız değişken olduğu iki modelde değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi vardır.  $lnRER$ ,  $lnROIL$  ve  $lnXP$ 'nin bağımlı değişken olması halinde hesaplanan  $F$ -istatistiği değerleri Pesaran vd. (2001) ve Narayan (2005)'nin üst kritik sınır değerinin altındadır. Dolayısıyla bu modellerde değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisine rastlanmamıştır.  $lnX$  'in bağımlı değişken olduğu modelde değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi belirlendikten sonra, yurtdışı gelirin, reel döviz kurunun, reel petrol fiyatları ve nispi ihracat fiyatlarının ihracat üzerindeki uzun ve kısa dönem etkileri ARDL ve hata düzeltme modeli (ECM) yardımıyla araştırılacaktır. Aşağıdaki Tablo 3'de ARDL modeli optimum gecikme uzunluğunun belirlenmesinde AIC kriteri kullanılmış ve maksimum gecikme uzunluğu 8 alınarak tahmin yapılmıştır. Tahmin sonucunda ARDL (3,5,2,0,3) modeli seçilmiştir. Modelde  $lnX$ ,  $lnG7Y$ ,  $lnRER$ ,  $lnROIL$  ve  $lnXP$  değişkenlerinin gecikme uzunlukları sırasıyla, 3,5,2,0,3'tür. Modeldeki otokorelasyon sorunu Cochrane-Orcutt yöntemi ile ortadan kaldırılmıştır. Tahmin edilen uzun dönem modeli ve değişkenlerin uzun dönem elastikiyet değerleri aşağıda gösterilmektedir.

**Tablo 5: ARDL (3,5,2,0,3) Modeli ve Uzun Dönem Katsayılar**

Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik	p-değeri
Bağımlı Değişken: $lnX$				
$lnX(-1)$	0.811***	0.161	5.031	0.0000
$lnX(-2)$	-0.151	0.203	-0.740	0.4615
$lnX(-3)$	0.150	0.109	1.381	0.1717
$lnG7Y$	4.387***	1.360	3.225	0.0019
$lnG7Y(-1)$	-5.679*	2.945	-1.928	0.0580
$lnG7Y(-2)$	-1.549	3.295	-0.470	0.6397

<i>lnG7Y</i> (-3)	8.675**	3.218	2.695	0.0089
<i>lnG7Y</i> (-4)	-9.088***	2.648	-3.432	0.0010
<i>lnG7Y</i> (-5)	4.235***	1.158	3.655	0.0005
<i>lnRER</i>	-0.034***	0.078	-0.438	0.6628
<i>lnRER</i> (-1)	-0.222*	0.115	-1.931	0.0576
<i>lnRER</i> (-2)	0.140*	0.081	1.728	0.0885
<i>lnROIL</i>	0.042*	0.014	2.881	0.0053
<i>lnXP</i>	0.223	0.348	0.641	0.5234
<i>lnXP</i> (-1)	-0.990	0.616	-1.605	0.1130
<i>lnXP</i> (-2)	1.917**	0.635	3.016	0.0036
<i>lnXP</i> (-3)	-1.334***	0.342	-3.893	0.0002
Sabit	-15.156***	4.045	-3.746	0.0004
AR(1)	-0.396**	0.186	-2.127	0.0370
<b>Uzun Dönem Katsayılar</b>				
<b>Değişken</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>t-ist.</b>	
<i>lnG7Y</i>	5.193	0.289	17.968***	
<i>lnRER</i>	-0.616	0.274	-2.248**	
<i>lnROIL</i>	0.225	0.057	3.987***	
<i>lnXP</i>	-0.972	0.845	-1.150	
Sabit	-80.215	3.909	-20.520***	
<b>Uzun Dönem Diyagnostik Test Sonuçları:</b>				
	<i>F-test stat.</i>	<i>p-değeri</i>		
$\chi^2_{SERIAL}$	1.234	0.538		
$\chi^2_{RAMSEY}$	0.199	0.656		
$\chi^2_{NORMAL}$	0.893	0.639		
$\chi^2_{WHITE}$	21.427	0.258		
$\chi^2_{ARCH}$	0.243	0.623		
$R^2=0.996$ ; Düzeltilmiş $R^2=0.996$ Durbin Watson=2.041 $F$ -stat=1193.77				

Not: \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %10 %5 ve %1 düzeyde anlamlılığı göstermektedir. ARDL modelinde gecikme uzunluğu 8 olmak üzere AIC kriterine göre belirlenmiştir istatistikleridir.

Yukarıdaki Tablo 5'de yurtdışı gelir, reel döviz kuru ve petrol fiyatlarına ilişkin uzun dönem esneklik değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Tahmin edilen modelde ihracata ilişkin uzun dönem yurtdışı gelir elastikiyeti 5.193'tür. Bu sonuç yurtdışı gelir ihracatın belirlenmesinde önemli bir faktör olduğunu göstermektedir. Model, diğer koşullar değişmezken uzun dönemde yurtdışı reel gelirdeki yüzde 1'lik artışın ihracatta miktar olarak yüzde 5.193'lük bir artışa yol açacağını göstermektedir. Diğer taraftan reel döviz kurundaki artışa bağlı olarak Türk parasındaki değerlenmenin ihracatı azalttığı sonucu doğrulanmıştır. İhracatın uzun dönem reel döviz kuru elastikiyeti 0.616'dır ve bu sonuç reel döviz kurundaki yüzde 1'lik artışın ihracatta yüzde 0.616'lık bir azalmaya neden olacağını göstermektedir. Bu sonuç Egeli (1992) ve Peker (2007)'in çalışmalarındaki sonuçları doğrulamaktadır. Tahmin edilen modelde reel petrol fiyatındaki bir artışa rağmen ihracatta bir azalma olmadığı, aksine ihracatın artış eğilimini sürdürdüğü sonucu elde edilmiştir. Türkiye'de

ihracat mallarının genel olarak enerji yoğun olmaması, ihracatın bir kısmının emek yoğun üretime dayanması (tekstil ve hazır giyim sektörleri gibi) ve doğrudan yabancı sermayenin ihracat artışında önemi katkı sağlaması gibi faktörler petrol fiyatlarındaki artışa rağmen ihracatın artmasını sağlamıştır. Örneğin 2011 yılında ise 13,5 milyar dolar hazır giyim ürünleri ihracatının toplam ihracat içindeki payı yüzde 10 düzeyindedir. (Ekonomi Bakanlığı, 2012). Diğer taraftan İstanbul Sanayi Odası'nın (ISO) 2011'de yayınladığı 500 sanayi şirketi arasında yer alan 140 uluslararası yabancı sermayeli şirket, ağırlıklı olarak otomotiv, otomotiv yan sanayi, beyaz eşya ve elektronik gibi ileri teknoloji ağırlıklı sektörlerde faaliyette bulunmaktadır ve bu şirketlerin Türkiye'de ihracata katkısı önemli oranlara ulaşmıştır. Örneğin 1995 yılında yabancı sermayeli şirketlerin Türkiye ihracatındaki payı 1995'te yüzde 29, 2008'de yüzde 43, 2009'da yüzde 49, 2010 ve 2011'de sırasıyla yüzde 45 ve 44 düzeyindedir. (YASED, 2012). Türkiye'de doğrudan yabancı yatırımların artmasıyla birlikte ileri teknolojinin benimsenmesi ve buna bağlı olarak verimlilik artışları, ihracat sektöründe rekabetçi yapının iyileşmesini sağlayarak ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilemiştir. Tüm bu gelişmeler ihracatı artırıcı diğer faktörlerin petrol fiyatlarının maliyet artırıcı etkisinden daha üstün gelmesine bağlı olarak Türkiye'de ihracatın artmasını desteklemiştir. İhracata ilişkin reel petrol fiyatı elastikiyeti 0.225 bulunmuştur ve bu sonuç reel petrol fiyatlarında yüzde 1'lik artışın uzun dönemde ihracatı yüzde 0.225 artıracak şekilde yorumlanmıştır. Petrol fiyatı esnekliğinin yurtdışı reel gelir ve reel döviz kuru esnekliklerine göre küçük olması, petrol fiyatının ihracat üzerinde etkisinin daha düşük olduğunu göstermektedir. Modelde ihracata ilişkin nispi ihracat fiyatı elastikiyeti -0.972'dir. Katsayı beklenen işarete sahip olsa da istatistiksel olarak anlamlı değildir. Böylece uzun dönemde ihracat talebinin nispi ihracat malları fiyatına duyarlı olmadığını göstermektedir.

Aşağıdaki Tablo 6'da ise Tablo 5'deki uzun dönem ARDL modeline bağlı olarak AIC bilgi kriterine göre elde edilen hata düzeltme modeli gösterilmektedir.

**Tablo 6: ARDL (3,5,0,1,2) Modeli ve Kısa Dönem Katsayıları**

<i>Değişkenler</i>	<i>Katsayı</i>	<i>Std. Hata</i>	<i>t-istat</i>	<i>p- değeri</i>
Bağımsız Değişken: $\Delta \ln X$				
$\Delta \ln X(-1)$	-0.1654	0.101	-1.628	0.1080
$\Delta \ln X(-2)$	0.014	0.103	0.140	0.8884
$\Delta \ln X(-3)$	0.1605	0.098	1.624	0.1087
$\Delta \ln G7Y$	4.7198	1.391	3.391	0.0011
$\Delta \ln G7Y (-1)$	-2.193	1.573	-1.394	0.1676
$\Delta \ln G7Y (-2)$	-3.285	1.484	-2.212	0.0302
$\Delta \ln G7Y (-3)$	2.714	1.489	1.822	0.0726
$\Delta \ln G7Y (-4)$	-0.782	1.435	-0.544	0.5875
$\Delta \ln G7Y(-5)$	-3.129	1.192	-2.623	0.0107
$\Delta \ln RER$	0.007	0.073	0.098	0.9215
$\Delta \ln RER(-1)$	-0.109	0.076	-1.428	0.1576
$\Delta \ln ROIL$	0.065	0.035	1.836	0.0705
$\Delta \ln XP$	0.401	0.335	1.197	0.2351

$\Delta \ln XP(-1)$	-0.924	0.365	-2.530	0.0136
$\Delta \ln XP(-2)$	1.143	0.334	3.414	0.0011
ECT(-1)	-0.275	0.070	-3.914	0.0002
Sabit	0.029	0.008	3.371	0.0012

**Kısa Dönem Katsayılar**

	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>t-ist.</b>
$\ln G7Y$	-1.975	1.746	-0.0011
$\ln RER$	-0.102	0.103	-1.0174
$\ln ROIL$	0.065	0.041	1.5700
$\ln XP$	0.626	0.501	1.2495
Sabit	0.030	0.009	3.555***

**Kısa Dönem Diyagnostik Test Sonuçları:**

	<i>F-test stat.</i>	<i>p-değeri</i>
$\chi^2_{SERIAL}$	0.659	0.520
$\chi^2_{RAMSEY}$	0.986	0.324
$\chi^2_{NORMAL}$	0.834	0.658
$\chi^2_{WHITE}$	2.074	0.019
$\chi^2_{ARCH}$	1.411	0.238

$R^2=0.469$  Düzeltilmiş  $R^2=0.348$  Durbin Watson=1.941 F-stat=3.873

Not: ARDL modelindeki gecikme sayıları 4 olmak üzere, AIC'ya göre belirlenmiştir. Parantez içindeki rakamlar p-olasılık değerlerini göstermektedir. \*\*\*,\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir.

Tablo 6'da de görüldüğü gibi ECT(-1) hata düzeltme teriminin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması, Türkiye'de ihracat, yurtdışı gelir, reel döviz kuru, reel petrol fiyatı ve nispi ihracat fiyatı arasında uzun dönem ilişkisinin olduğunu doğrulamaktadır. Ayrıca hata düzeltme terimi içsel değişkenin denge düzeyine yakınsamadan önce açıklayıcı değişkenlerdeki değişmelere ne kadar bir hızla uyum sağlayacağını ölçmektedir. Negatif ve anlamlı hata düzeltme terimi dengenin yeniden sağlanmasında ayarlama sürecinin etkin olduğunu göstermektedir. Negatif ancak düşük değerdeki (mutlak değer olarak) hata düzeltme terimi yavaş bir hızla ayarlama yapmaktadır. ECT katsayısı -0.275'dir ve yüzde 1 düzeyde anlamlıdır. Bu sonuç  $t_{-1}$  dönemindeki bir sapmanın yaklaşık yüzde 27'sinin  $t$  döneminde düzeltileceğini göstermektedir. Ayrıca Türkiye'de ihracat artışıdaki bir şoktan sonra dengeye dönülmesinin 29 çeyrek ay (yaklaşık 7.2 yıl) alacağını ortaya koymaktadır. Modelde tahmin edilen değişkenlerin kısa dönem katsayıları incelendiğinde istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Bu sonuç ihracatı etkileyen bağımsız değişkenlerin kısa dönemde ihracat üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığını göstermektedir.

### 5.3. Granger Nedensellik Testi

Tablo 2 ve 3'de ADF, PP, KPSS ve ZA birim kök sonuçları değişkenlerin maksimum entegrasyon düzeylerinin ( $d$ ) birden büyük olmadığı, yani ( $d_{max}=1$ ) olduğunu göstermektedir. Bu sonucun TY Granger nedensellik analizinde bilinmesi

gerekmektedir. Ardından optimum gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Lutkepohl (1993)'un izlediği süreç benimsenmiştir. VAR için Optimum gecikme uzunluğunun belirlenmesinde kullanılan 5 farklı kriter [(likelihood ratio (LR), final prediction error, Akaike information (AIC), Schwarz information (SIC), and Hannan-Quinn (HQ)] kullanılmıştır. Tablo'ya göre VAR için optimum gecikme uzunluğu SIC kriterine göre 1, HQ kriterine göre 2, LR, FPE ve AIC kriterlerine göre 3 olduğu bulunmuştur.

VAR modeline ilişkin optimum gecikme uzunluklarının sonuçları aşağıdaki Tablo 7'de gösterilmektedir.

**Tablo 7: VAR için uygun gecikme Uzunluğu Seçimi**

Gecikme	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	NA	2.43e-10	-7.947	-7.8035	-7.889
1	1007.538	1.27e-15	-20.112	-19.250*	-19.765
2	84.945	7.29e-16	-20.672	-19.091	-20.036*
3	46.060*	6.84e-16*	-20.751*	-18.452	-19.826
4	20.290	9.24e-16	-20.480	-17.463	-19.266
5	25.820	1.13e-15	-20.329	-16.593	-18.827
6	23.739	1.41e-15	-20.181	-15.726	-18.389
7	13.248	2.16e-15	-19.863	-14.690	-17.782
8	31.192	2.23e-15	-19.984	-14.092	-17.614

TYDL Granger nedensellik testi için hangi gecikme uzunluğunun uygun olduğuna karar vermek için tüm gecikme uzunluklarının kontrol edilmesi ve diagnostik test sonuçlarında bir sorunun olmaması gerekmektedir. Birim kök testlerinde değişkenlerin entegrasyon düzeyi ( $d_{max}$ ) 1 olduğuna göre Tablo 8'e göre TYDL Granger nedensellik testi için düzeyde tahmin edilen VAR( $k + d_{max}$ ), SIC kriteri için VAR(2) ( $k+d=2$ ), HQ için VAR(3) ( $k+d=3$ ), LR, FPE ve AIC kriterleri için VAR(4) ( $k+d=4$ )'dür. Ancak Tahmin edilen VAR(2) ve VAR(3) diagnostik test sonuçlarının istikrarlı olmadığı sadece VAR(4) sonucunun istikrarlı olduğu sonucuna varılmıştır. VAR(4) modeline ilişkin diagnostik test sonuçları Tablo 8'de gösterilmektedir.

**Tablo 8: VAR(4) için Diyagnostik Test Sonuçları**

Denklemler	J-B Testi	B-G Testi	ARCH-LM testi	White Testi	Ramsey RESET Testi	CUSUM Test
$\ln X$	2.617 (0.270)	4.475 (0.106)	0.281 (0.595)	20.157 (0.314)	1.740 (0.187)	içinde
$\ln G7Y$	1.030 (0.597)	1.967 (0.374)	0.147 (0.700)	21.473 (0.298)	1.621 (0.207)	içinde
$\ln RER$	2.461 (0.200)	0.136 (0.933)	0.047 (0.827)	23.702 (0.255)	2.069 (0.154)	içinde
$\ln ROIL$	2.822 (0.240)	1.678 (0.432)	0.064 (0.799)	29.808 (0.073)	0.282 (0.597)	içinde
$\ln XP$	19.293 (0.000)	0.459 (0.794)	0.472 (0.673)	25.841 (0.171)	1.520 (0.270)	içinde

Notes: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %, 1 % 5 ve %10 düzeyde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık düzeylerini göstermektedir; J-B testi Jarque-Bera normallik testini, B-G testi Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık testini, ARCH testi ARCH -LM testi Arch otoregresif koşullu değişen varyans testini, White testi değişen varyans testini, Ramsey RESET regresyonda model kurma hatası testini, CUSUM testi, kümülatif hata terimlerine dayalı olarak yapılan modeldeki parametrelerin

istikrarını açıklayan testi göstermektedir.

Tüm diyagnostik test sonuçlarını kontrol ettiğimizde hemen hemen güvenilirliği ihlal eden sonuçların olmadığını söyleyebiliriz. Tahmin edilen VAR(4) diyagnostik sonuçlarında  $\ln XP$  denklemi dışında tüm denklemlerin hata terimlerinin normal dağılım koşulunu sağladığı görülmektedir. Breusch–Godfrey test sonuçlarında tüm denklemlerde yüzde 5 anlamlılık düzeyinde hata terimlerinin otokorelasyon içermediği görülmektedir. Lagrange multiplier (LM) testinde otoregresif koşullu değişen varyansın, White testinde de değişen varyansın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ramsey RESET testinde tüm denklemdeki parametrelerin istikrarlı olduğu görülmüştür. VAR istikrarlılık testinde AR karakteristik ters polinom köklerinin birim çember içerisinde olduğu hem CUSUM hem de CUSUM kare testleriyle birim köklerin hiçbirinin birim çember dışında olmadığına ulaşılmış ve sonuçta VAR(4)'ün istikrarlı olduğuna karar verilmiştir.

VAR(4)'ün diyagnostik sonuçları tatminkâr bulunduktan sonra, TYDL Granger nedensellik testlerine geçilmiştir. SUR (seemingly unrelated regression) regresyon tekniği kullanılarak TYDL Granger nedensellik testi sonuçları aşağıdaki Tablo 9'da gösterilmektedir.

**Tablo 9: TYDL Yaklaşımına Dayalı Granger Nedensellik Testi Sonuçları**

Bağımlı Değişkenler	MWALD test					Nedensel Etki
	$\ln X_t$	$\ln G7Y_t$	$\ln RER_t$	$\ln ROIL_t$	$\ln XP_t$	
$\ln X_t$	-	14.694*** (0.002)	3.501 (0.320)	3.391 (0.335)	9.724** (0.021)	$XP \rightarrow X$ $XG7Y \rightarrow X$
$\ln G7Y_t$	10.799** (0.012)	-	10.140** (0.017)	5.272 (0.152)	3.430 (0.395)	$X \rightarrow G7Y$ $RER \rightarrow G7Y$
$\ln RER_t$	4.027 (0.258)	0.851 (0.831)	-	3.051 (0.383)	0.550 (0.907)	-
$\ln ROIL_t$	2.871 (0.411)	7.645* (0.053)	2.628 (0.452)	-	9.626** (0.022)	$XP \rightarrow ROIL$ $G7Y \rightarrow ROIL$
$\ln XP_t$	0.062 (0.995)	2.433 (0.487)	0.180 (0.980)	9.821 (0.020)	-	$ROIL \rightarrow XP$

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 9'daki MWald test sonuçlarına göre nispi ihracat fiyatından ihracata doğru, reel döviz kurundan yurtdışı gelire doğru, yurtdışı gelirden reel petrol fiyatına doğru tek yönlü Granger nedensellik ilişkisinin mevcut olduğu görülmektedir. Ayrıca ihracatla yurtdışı gelir ve nispi ihracat fiyatı ile reel petrol fiyatı değişkenleri arasında çift yönlü Granger nedensel ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlardan hareketle şu değerlendirmeler yapılabilir: Nispi ihracat fiyatında meydana gelen şoklardan Türkiye'nin ihracatı etkilenebilecektir. Ayrıca ihracat fiyatı ile reel petrol fiyatı arasında çift yönlü nedensel ilişkinin bulunması ayrıca dikkate alındığında, petrol fiyatlarındaki artışın nispi ihracat fiyatını etkilemesi, nispi ihracat fiyatının da Türkiye ihracatını etkilemesi, petrol fiyatlarının nispi ihracat fiyatı kanalı yoluyla Türkiye ihracatını etkileyebileceği ortaya çıkmaktadır. Diğer taraftan yurtdışı reel gelirin petrol fiyatının Granger nedeni olması, yüksek gelire sahip olan ancak petrole bağımlı olan G7

ülkelerinin petrol fiyatlarını etkileyebileceğini göstermektedir. Özellikle bu ülkelerde ortaya çıkabilecek durgunluk veya finansal krizler gibi negatif talep şokları, bu ülkelerde harcamaların kısılmasını sağlayarak petrol fiyatlarının gerilmesine ve Türkiye ihracatının azalmasına neden olabilecektir.

## 6. Sonuç ve Değerlendirme

Petrol fiyatı, uluslararası ekonomide anahtar fiyatlardan biridir ve diğer enerji kaynakları için yaygın bir şekilde referans değer olarak kullanılmaktadır. Talep, arz ve spekülasyon faktörleri ve bu faktörlerin birbirleriyle karşılıklı olan ilişkileri petrol fiyatlarında düzenli bir artışa yol açmıştır. Global petrol fiyatları 2003'ten beri sürekli artış göstermiş, 2006 Nisan'ında petrol fiyatı 2004 Ocak fiyatının iki katından daha fazla artmıştır. Özellikle Çin ve Hindistan gibi Asya ülkelerindeki güçlü ekonomik performansla sahip ülkelerin artan global petrol talebi, ikamesi tam olmayan petrol fiyatlarını sürekli artırmıştır.

Petrol fiyatının esnek olmaması, enerji arzında meydana gelecek herhangi bir değişimin fiyatlar üzerinde önemli artışa yol açabilmektedir. Bu durum ithalat yapan ülkelerin ekonomilerinde kötüleşmelere neden olabilmektedir. Petrol talepteki bir azalma ise, fiyatın düşmesine bağlı olarak aynı kötüleştirici etkinin petrol üreticisi ülkelerde görülmesini sağlamaktadır. Petrol fiyatlarının ekonomik faaliyetleri etkilemesi mekanizması, hem arz hem de talep kanallarıyla etkileyebilmektedir. Artan petrol fiyatları ekonomiyi arz kanalıyla etkilemesi, potansiyel üretimi ve işgücü verimliliğini azaltması şeklinde ortaya çıkmaktadır. Petrol fiyatındaki artışın ekonomik faaliyetleri talep yönlü etkilemesi ise petrol ithal eden ülkelerde hane halkının reel gelirlerinin azaltılmasıyla yurtiçi talebin gittikçe zayıflaması ve buna bağlı olarak firmaların karlarının ve yatırımlarının düşmesi şeklinde görülmektedir. Ayrıca talep kanalı, ülkede cari işlemler ve bütçe açığında artışa yol açarak ekonomide büyüme ve refah artışında kayıplara neden olabilmektedir.

Bu çalışmada Türkiye'de 1987-2010 dönemi üç aylık verileriyle ihracat, reel petrol fiyatı, reel döviz kuru, yurtdışı reel gelir (G7 ülkeleri reel gelir) ve nispi ihracat fiyatı değişkenleri kullanılarak ihracat fonksiyonunu tahmin edilmiş ve değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri araştırılmıştır. Model tahmini sonucunda Türkiye'de ihracat, yurtdışı gelir, reel döviz kuru, reel petrol fiyatı ve nispi ihracat değişkenleri arasında uzun dönem ilişkisine rastlanmıştır. Modelde ihracatla yurtdışı gelir arasında pozitif ve anlamlı ilişki bulunmuş, reel yurtdışı gelirdeki yüzde 1'lik artışın miktar olarak ihracatı yüzde 5.19 artıracığı görülmüştür. Bu sonuç Türkiye'de yurtdışı gelir olarak modelde kullanılan G7 ülkelerinin gelirinin Türkiye'nin ihracatını belirlemede önemli bir gösterge olduğunu göstermiştir. Bu ülkelerin Türkiye ihracatındaki payının yüzde 30 düzeylerinde olduğu düşünüldüğünde, ülke ekonomilerindeki bir istikrarsızlığın Türkiye ihracatını ve ekonomik büyümesini olumsuz etkileyebilecektir. Bu nedenle ihracattaki yüksek oranlı bağımlılığın istikrarsızlık kaynağı olmaması için ihracatta ülke ve pazar çeşitlendirmesinin artırılması faydalı olacaktır. Modelde ihracatla reel döviz kuru arasında negatif ve anlamlı ilişki tespit edilmiş, reel döviz kurundaki yüzde 1 artışın ihracatı uzun dönemde 0.616 azaltacağı sonucuna ulaşılmıştır. Modelde reel petrol fiyatlarıyla ihracat arasında beklentilerin aksine pozitif ve anlamlı ilişki saptanmış, petrol fiyatındaki yüzde 1 artışın ihracatı 0.225 artıracığı bulgusuna



ulaşmıştır. Petrol fiyatlarındaki artışa rağmen ihracatın artmaya devam etmesi şu gerekçelerle açıklanabilir:

-Türkiye’de ihracatın bir kısmının emek yoğun üretime dayalı olması ve bu ürünlerin toplam maliyeti içinde petrolün payının düşük olması,

-Yabancı sermayeli şirketlerin Türkiye ihracatında payı oldukça yüksektir ve ağırlıklı olarak otomotiv, otomotiv yan sanayi, beyaz eşya ve elektronik gibi ileri teknoloji ağırlıklı sektörlerde faaliyette bulunmaktadır. Dolayısıyla bu şirketlerin ülkeye yeni teknoloji getirmeleri, verimliliği artırarak rekabetçi yapıyı olumlu yönde etkilemiştir. Tüm bu gelişmeler ihracat sektöründe petrol fiyatları artsa da ihracatın büyümesi gerçekleşmiştir.

-Türkiye’de ihracatın önemli ölçüde ithalata bağımlı olması ve buna bağlı olarak ihracatta kullanılan ithal edilen ara mallarının (örneğin sanayi için işlem görmüş veya görmemiş maddeler, yatırım malları ile taşımacılık araçlarının aksam ve parçaları gibi) tüketim malları (binek otomobiller, dayanıklı ve yarı dayanıklı tüketim malları) ihracatında girdi olarak kullanılmaktadırlar. Sonuçta imalat sanayinde faaliyet gösteren ihracatçılar, enerji yoğun ithal ettikleri ara malı ve yarı mamul girdi maliyetlerini ihraç mallarına yansıtılmaktadır. Bu ürünlerin orta derece teknoloji yoğun ürünler olmasından dolayı talep ve gelir esnekliğinin yüksek olması petrol fiyatlarına rağmen Türkiye’de ihracatın artmasını engellemiştir.

Modelde ihracat ve nispi ihracat fiyatı arasında negatif ilişki bulunda da nispi ihracat fiyatının katsayısının anlamsız olması, incelenen dönemde ihracatın nispi ihracat fiyatına duyarlı olmadığını göstermiştir. TYDL Yaklaşımına Dayalı Granger Nedensellik Testi Sonuçlarına göre nispi ihracat fiyatından ihracata, reel döviz kurundan yurtdışı gelire, yurtdışı gelirden reel petrol fiyatına doğru tek yönlü Granger nedensellik ilişkisinin mevcut olduğu gözlenmiştir. İhracatla yurtdışı gelir ve nispi ihracat fiyatı ile reel petrol fiyatı arasında çift yönlü Granger nedensel ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Modellerde ihracat fiyatı ile reel petrol fiyatı arasında çift yönlü nedensel ilişkisinin bulunması ayrıca dikkate alındığında, petrol fiyatlarındaki artışın nispi ihracat fiyatını etkilemesi, nispi ihracat fiyatının da Türkiye ihracatını etkilemesi, petrol fiyatlarının nispi ihracat fiyatı kanalı yoluyla Türkiye ihracatını etkileyebileceği ortaya çıkmaktadır. Ancak bu yorumlar kısa dönem nedensel ilişkiyi açıklamaktadır.

#### **Kaynakça**

- Acar, O. (2009). *Türkiye’de dış ticaret ve dış ticaretin finansmanı durum değerlendirmesi*. TEPAV, Erişim Tarihi: 11.05.2013, <http://www.tepav.org.tr/tur/admin/dosyabul/upload/TR-TEPAV-Ticaretin%20Finansmani%20Raporu.pdf>.
- Ahmed, V. & Donoghue, C. (2010). External shocks in a small open economy: A CGE microsimulation analysis. *Lahore Journal of Economics*, 15(1), 45-90.
- Anam Hassan, S. & Zaman, K. (2012). Effect of oil prices on trade balance: New insights into the cointegration relationship from Pakistan. *Economic Modelling*, 29, 2125–2143.

- Prasad, A., Narayan P. K. & Narayan J. (2007). Exploring the oil price and real gdp nexus for a small island economy the fiji islands. *Energy Policy*, 35, 6506-6513.
- Balke, N. S., Brown, S. P. & Yücel, M. K. (2002). Oil price shocks and the us economy: where does the asymmetry originate? *The Energy Journal*, 23(3), 27-52.
- Barsky, R. & Kilian, L. (2004). Oil and the macroeconomy since the 1970s. *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 115-134.
- Belkar, R., Cockerell, L. & Kent, C. (2007). *Current Account Deficits: The Australian Debate*. Erişim Tarihi: 16.04.2013, <http://www.rba.gov.au/publications/rdp/2007/pdf/rdp2007-02.pdf>
- Bernanke, B. S., Gertler, M. & Watson, M. (1997). *Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks*. Brooking Papers on Economic Activity, 1.
- Blanchard, O. & Gali, J. (2007). The macroeconomic effects of oil price shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s. *NBER Working paper*, 13368.
- Bohi, D. (1989). *Energy price shocks and macroeconomic performance, resources for the future*. Washington, DC.
- Brown, S. P. & Yücel, M. K. (2002). Energy prices and aggregate economic activity: an interpretative survey. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 42(2), 193-208.
- Bruno, M. & Sach, J. (1982). Input price shocks and the slowdown in economic growth: The case of UK manufacturing. *Review of Economic Studies*, XLIX, 679-705.
- Burbidge, J. & Harrison, A. (1984). Testing for the effects of oil-price rises using vector autoregressions. *International Economic Review*, 25(2), 459-484.
- Chaudhuri, K. & Daniel, B. C. (1998). Long-run equilibrium real exchange rates and oil prices. *Economics Letters*, 58(2), 231-238.
- Chen, S. S. & Hsu, K. W. (2012). Reverse globalization: Does high oil price volatility discourage international trade? *Energy Economics*, 34(5), 1634-1643.
- Cologni, A. & Manera, M. (2008). Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated var model for the g-7 countries. *Energy Economics*, 30, 856-888.
- Cunadao, J. & Gracia, F. P. (2005). Oil prices, economic activity and inflation evidence for some Asian countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 45, 65-83.
- Darby, M. (1982). The price of oil and world inflation and recession. *The American Economic Review*, 72(4), 738-751.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-72.
- Dickey, D. A. & Fuller W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Society*, 74, 427-431.

- Dolado, J. & Lutkepohl, H. S. (1996). Making wald tests for cointegrated var systems. *Econometric Reviews*, 15(4), 369-386.
- Doroodian, K. & Boyd, R. (2002). The linkage between oil price shocks and economic growth with inflation in the presence of technological advances: A CGE model. *Energy Policy* (31), 1989-1006.
- Egeli H. A. (1992). Türkiye’de 1980 sonrası dönemde ihracatın gelişimi ve Türkiye’de 1980 sonrası dönemde ihracatın gelişimi. *D.E.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi*, 7(2), 115-121.
- Ekonomi Bakanlığı, (2012). *Hazır giyim sektörü raporu*. İhracat Genel Müdürlüğü. Erişim Tarihi: 01.05.2013, [http://www.ibp.gov.tr/pg/sektorpdf/sanayi/hazirgiyim\\_2012.pdf](http://www.ibp.gov.tr/pg/sektorpdf/sanayi/hazirgiyim_2012.pdf)
- Elektrik Üreticileri Derneği, (2013). Enerji ithalatı için 40 milyar dolar ödedik. Erişim Tarihi: 19.04.2013, <http://www.eud.org.tr/TR/Genel/BelgeGoster.aspx?F6E10F8892433CFFAAF6AA849816B2EF2BD1C92DB6F52C54>
- Engle R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-76.
- Faria, J. R., Mollick, A. V., Albuquerque, P. H. & Leon-Ledesma M. A. (2009). The effect of oil price on china's export. *China Economic Review*, 20, 793-805
- Ferderer, J. P. (1996). Oil price volatility and macroeconomy. *Journal of Macroeconomics*, 18(1), 1-26.
- Gisser, M. & Goodwin, T. H. (1986). Crude oil and the macroeconomy: Tests of some popular nations. *Money, Credit and Banking*, 18(1), 95-103.
- Granger, C. & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometric. *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Hamilton, J.D., (1983) Oil and The Macroeconomy Since World War II. *Journal of Political Economy*, 91, 228-248.
- Hamilton, J. D. (1985). Historical causes of postwar oil shocks and recessions. *Energy Journal*, 6, 97-116.
- Hamilton J. D. (1988). Are the macroeconomic effects of oil-price change symmetric? A comment. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 28, 369-378.
- Hamilton, J. D. (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship? *Journal of Monetary Economics*, 38, 195-213.
- Hamilton J. D. (2003). What is an oil shock? *Journal of Econometrics*, 113(2), 363-398.
- Hooker, M. A. (1996). What Happened To The Oil Price-Macroeconomy Relationship? *Journal of Monetary Economics*, 38(2), 195-212.

- Hooker, M. A. (2002). Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(2), 541-561.
- Huang, Y. & Guo, F. (2007). The role of oil price shocks on china's real exchange rate. *China Economic Review*, 18, 403-416.
- Jbir, R. & S. Z. Ghorbel, (2009). Recent oil price shock and Tunisian economy. *Energy Policy*, 37, 1041–1051.
- Jimenez-Rodriguez, R & Sanchez, M. (2005). Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries. *Applied Economics*, 37(2), 201–228.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Kooros, S. K., Sussan, A. P. & Semetesy, M. (2006). The impact of oil prices on employment. *International Research Journal of Finance and Economics*, 6(5),136-154.
- Korhonen, L. A, & Ledyeva, S. (2010). Trade linkages and macroeconomic effects of the price of oil. *Energy Economics*, 32, 848–856.
- Krugman, P. (1980). Oil and the dollar. *NBER Working*, 554.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the null of stationary against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.
- Lee, K., N., S. & Ratti, R., (1995). Oil shocks and the macroeconomy: The role of price variability. *Energy Journal*, 16, 39–56.
- Lutkepohl, H. (1993). *Introduction to multiple time series analysis*. New York: Springer-Verlag.
- Malik, A. (2008). Crude oil price, monetary policy and output: case of Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 47(4), 425–436.
- Mork, K. A. (1989). Oil and the macroeconomy when prices go up and down: an extension of Hamilton's result. *Journal of Political Economy*, 91, 740-744.
- Mory, J. F. (1993). Oil prices and economic activity: is the relationship symmetric? *The Energy Journal*, 14(4), 151–161.
- Mussa, M. (2000). *The Impact of Higher Oil Prices on the Global Economy*. Research Department. Erişim Tarihi: 19.04.2013, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/oil/2000/oilrep.PDF>

- Narayan, P. K. & Narayan S. (2005). Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. *Economic Modelling*, 22(3), 423–438.
- Narayan, P. K. (2005). The savings and investment nexus for China: Evidence from cointegration test. *Applied Economics*, 1979–1990.
- Oladosu, G. (2009). Identifying the oil price–macroeconomy relationship: An empirical mode decomposition analysis of US data. *Energy Policy*, 37, 5417–5426
- Otto, G. (2003). Can an intertemporal model explain austria's current account deficit? *The Australian Economic Review*, 36(3), 350–359.
- Peker, O. (2007). Reel döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerindeki kısa ve uzun dönem etkilerinin ekonometrik analizi: Türkiye örneği. 8. *Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi*, İnönü Üniversitesi, İnönü Üniversitesi. Erişim Tarihi: 15.04.2013, <http://web.inonu.edu.tr/~eisemp8/bildiri-pdf/peker.pdf>
- Peron, P. (1989). The Great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Pesaran, H. & Shin Y. (1995). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom, A. Holly & A. Diamond (Eds.). *Centennial Volume of Ranger Frisch*. Cambridge University Press.
- Pesaran, H., Y. Shin & R. J. Smith (2001). Bound testing approaches to the analysis of long run relationship. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335–346.
- Pierce, J. P. & Enzler, J. J. (1974). The *effects of external inflationary shocks, brookings*. Papers on Economic Activity, 1, 13-61.
- Rambaldi, A. N. & Doran H. E. (1996). □ *Testing for Granger non-causality in cointegrated systems made easy*. Working Papers in Econometrics and Applied Statistics 88, Department of Econometrics, The University of New England.
- Rasche, R H. & Tatom, J. A. (1981). Energy price shocks, aggregate supply, and monetary policy: the theory and international evidence. In Brunner, K., Meltzer, A. H. (Eds.). *Supply shocks, incentives, and national wealthy*. Carnegie-Rochester conference Series on Public Polic. Amsterdam: North-Holland.
- Rautava, J. (2004). The role of oil prices and the real exchange rate in russia's economy -a cointegration approach. *Journal of Comparative Economics*, 32, 315–327.
- Romer, C. D. & Romer, D. H. (1989). Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. *NBER Macroeconomics Annual*.
- Segal, P. (2007). Why do oil price shocks no longer shock? Oxford Institute for energysimulation analysis. *The Lahore Journal of Economics*, 15(1), 45–90.
- Tatom, J. A. (1993). Are there useful lessons from the 1990–1991 oil price shock? *The Energy Journal*, 14(4), 129–150.

- Toda H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Economy*, 66, 225–250.
- Williams, J. L. (2011). *World in motion-importance of oil*. Erişim Tarihi: 15.04.2013, <http://scotterb.wordpress.com/2011>
- Wilson, P. (2001). Exchange rates and the trade balance for dynamic Asian economies-does the J-curve exist for Singapore, Malaysia, and Korea? *Open Economies Review*, 12(1), 389-413.
- Yamada, H. & Toda, H. Y. (1998). Inference in possibly integrated vector autoregressive models: finite sample evidenc. *Journal of Econometrics*, 86, 55–95.
- YASED (2012) Faaliyet Raporu 2012. Erişim Tarihi: 01.05.2013, [http://www.yased.org.tr/webportal/Turkish/Yayinlar/Documents/2012%20Faaliyet%20Raporu\\_25\\_02\\_2013.pdf](http://www.yased.org.tr/webportal/Turkish/Yayinlar/Documents/2012%20Faaliyet%20Raporu_25_02_2013.pdf)
- Yüksek Planlama Kurulu, (2012). *2023 Türkiye ihracat stratejisi ve eylem planı*. Erişim Tarihi: 14.03.2013, <http://www.resmigazete.gov.tr/eskiler/2012/06/20120613-31-1.pdf>
- Zaouali, S. (2007). Impact of higher oil prices on. *The Chinese Economy Review*, 31(2), 191–214.
- Zivot, E. & Andrews, D. W. K., (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistic*, 10, 251-270.