

## Enerji İhracatı Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Azerbaycan Örneği The Relationship Between Energy Export And Economic Growth: Sample Of Azerbaijan

**Ahmet GÜLMEZ**

Doç. Dr., Sakarya Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi, İktisat Bölümü, agulmez@sakarya.edu.tr

**Sardar HUSEYNLI**

Sakarya Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, sardar.huseynli@ogr.sakarya.edu.tr

### MAKALE BİLGİSİ

Makale Geçmişi:

Geliş 14 Ocak 2019

Düzeltilme Geliş 27 Şubat 2019

Kabul 1 Mart 2019

### Anahtar Kelimeler:

Enerji İhracatı, Ekonomik Büyüme,  
Eşbütünleşme Analizi, Azerbaycan

© 2019 PESA Tüm hakları saklıdır

### ÖZET

Yapmış olduğumuz çalışmada Azerbaycan'da enerji ihracatı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki araştırılmıştır. Bu amaçla GSYH ile elektrik ihracatı, petrol ihracatı ve doğal gaz ihracatı değerleri kullanılarak pearson korelasyon katsayısı testi, ADF birimin kök testi, philips peron birim kök testi, DF-GLS birim kök testleri, JJ eşbütünleşme testi, Granger nedensellik analizi ve CUSUM testi uygulamaları yapılmıştır. Değerler Azerbaycan Devlet Statiska sitesinden alınmıştır. Alınan değerlere göre test sonuçlarında GSYH ile petrol ihracatı ve doğal gaz ihracatı değişkenleri arasında nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Ancak GSYH ve elektrik ihracatı arasında olan nedensellik ilişkisi bulunmamıştır. Teoride GSYH ile elektrik ihracatı arasında bulunan nedensellik ilişkisi olsa da bu çalışmada istatistiksel olarak nedensellik ilişkisi bulunmamıştır. Pearson korelasyon analiz sonuçlarında GSYH ile elektrik ihracatı arasında negatif bir ilişki gözlemlenirken, petrol ihracatı ve doğal gaz ihracatı arasında pozitif bir ilişki gözlemlenmiştir.

### ARTICLE INFO

Article History:

Received 14 January 2019

Received in revised form 27

February 2019

Accepted 1 March 2019

### Keywords:

Energy Export, Economic Growth,  
Cointegration Analysis, Azerbaijan

© 2019 PESA All rights reserved

### ABSTRACT

In our study, the relationship between energy export and economic growth relations in Azerbaijan is investigated. For this purpose, Pearson correlation coefficient test by using GDP, electricity and natural gas export values. applications. Values are taken from Azerbaijan State Statiska site. In the test results, causality relationship between GDP and oil exports and natural gas exports were found. However, there is no causal relationship between GDP and electricity exports. Although there is a causal relationship between GDP and electricity exports in theory, there is no statistically significant causality in this study. Pearson correlation analysis results showed a negative relationship between GDP and electricity exports, while a positive relationship was observed between oil exports and natural gas exports.

## GİRİŞ

Ülkelerin gelişmesinde, refah ve gelişmelerini sağlamakta ilk olarak önemli unsur enerji kaynağı, son dönemlerde uluslararası sistem içinde önemli stratejik araçlardan biri olmuştur. Enerji politikaları kısa sürede enerji kaynaklarının uluslararası pazarlara güvenli bir şekilde ulaşmasını, arz ve fiyatlama durumlarda olan konuları ele alırken, uzun vadede kalkınma planlamalarını ve aynı zamanda politikalarını içermektedir. Yakın gelecekte petrol ve doğalgaz arzında rezervler bakımından bir sorun gözükme de yeni rezervlerin aranması ve üretilmesi tüketiciye ulaştırılması gibi konular uluslararası ilişkileri büyük bir biçimde etkileyen temel problem alanları olmaya devam edeceği görünmektedir.

Günümüzde devletlerin ağırlık verdikleri dış politikalara bakıldığında esas konular enerji kaynaklarına sahip olmak, enerji üretimi yapmak ve bu enerjiyi pazara ulaştırabilecek taşıma yollarını kontrol altına almak gibi konular olduğu görülmektedir. Enerji güvenliği, ulusal ve küresel boyutta, devletlerin önümüzdeki dönemlerde de dış politikalarına yön veren temel konulardan biri olmayı sürdürecektir.

Biz de çalışmamızda Azerbaycan'ın enerji ihracatını ve bu konu üzerine uyguladığı politikaları araştırmış bulunmaktayız. Bu bağlamda değerlendirildiğinde, bağımsızlık dönemi zamanında Azerbaycan ekonomisinin gelişimi kapsamlı bir şekilde ele alındığı zaman, bu süreç dönemsel olarak şu aşamalara ayrılabilir: 1991-1996 yılları arası olan kriz dönemi ve 1996-2004 yılları arası istikrar dönemi, 2004-2008 yılları arası yükseliş dönemi ve 2008'den başlayarak nispi yavaşlama dönemi.

Azerbaycan'da ve aynı zamanda dünya ülkelerinde enerji gelişimi, toplumun genel ekonomik kalkınmasının bir parçası olmuştur. Yakıt ve enerji kaynaklarının zenginleştirilmesi, Azerbaycan'ın ve dünyamızın egemen yaşamını güçlendirerek çağdaş bir devlet yaratma fırsatını yaratmaktadır. Doğadan türetilen enerji kaynaklarının kullanımı ve ilkel toplumdan yaşam için var oluş, hayatta kalma ve mücadele için kullanımı ile yakından bağlantılıdır. Aslında, varolan enerji kaynakları için insanlığın eski zamanlarda bir insan olarak enerji var olması bir zorunluluktur. Ve ihtiyaçlarını sadece enerji biçiminde karşılayabiliyor. Enerji elde etmenin basitliği ve kolaylığı, insanların yaşam standardı ve toplumun refah düzeyini etkileyen önemli faktörlerdendir. İnsan yaşamının uzun vadesinde bile, enerjilerin büyük bir rolü vardır.

### 1. Literatür Taraması

İhracat ve ekonomik büyüme ilişkisi üzerine birçok araştırmalar yapılmıştır. Bu araştırmalara konu olan devletlerin, izlediği yöntem ve sonuçlar açısından farklılıklar göstermektedir. Bu ilişkinin ülke grupları için incelemesi yapılmış çalışmalarla birlikte tek ülke uygulamaları da bulunmaktadır. Bu çalışmamızda bu konu üzerine bazı çalışmalar özellikle kullanılan yöntemler ve alınan sonuçlar açısından değerlendirilmiştir.

2001 yılında Portekiz ekonomisi için Ramos tarafından bir çalışma yapılmıştır. Bu çalışmada Johansen eşbütünleşme ve hata düzeltme modeline dayanan Granger nedensellik analizleri yapılmıştır. Analiz sonuçlarına göre uzun ve kısa dönemde ihracatta olan bir artış ve ekonomik büyüme arasında eşbütünleşme, çift yönlü nedensellik ilişkilerinin olduğu sonucuna varılmıştır.

Kostarika için Medina-Smith tarafından 2001 yılında yapılan çalışmada, ihracat ile ekonomik büyüme ilişkisi araştırılmıştır. Çalışmada JJestümleşme, Engle-Granger eşbütünleşme analizleri kullanılmıştır. Bu çalışma kısıtlamasız hata düzeltme modeli çerçevesinde yürütülmüştür. Eşbütünleşme analizleri sonucunda uzun dönemde ilişki olduğu tespit edilmiştir. Hata düzeltme modeli sonuçlarındaysa ihracatta olan artış büyüme pozitif yönde etkilemiştir.

Ku 'Azam (2006) tarafından yapılan çalışmada ihracat ile ekonomik büyüme arasında ilişki araştırılmıştır. Araştırmada 1978-2002 dönemi yıllık veriler kullanılmıştır. Bu araştırmada uzun dönem ilişki tahmin etmek için ARDL modeli kullanılmıştır. Sonuçlara göre ihracat ile GSMH arasında eşbütünleşme olduğu tespit edilmiştir.

Ray (2011) Hindistan üzerine bir çalışma yaparak ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Analizinde Johansen eşbütünlük ve granger nedensellik analizi kullanılmıştır. Analizin sonuçları, ihracat ve GSYİH arasında eşbütünlük olduğunu ve ayrıca iki yönlü bir nedensellik olduğu tespit edilmiştir.

Ağayev (2011) 12 geçiş ekonomisinin ihracat ve ekonomik büyüme ilişkisini panel eşbütünlük ve panel nedensellik analizi ile incelemiştir. Araştırma sonuçları, ihracat artışının ekonomik büyümeye neden olmadığını, diğer bir ifadeyle bu ülkeler için ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerli olmadığını göstermiştir. Bulgular nedensellik ilişkisinin kısa ve uzun dönemde ekonomik büyümeden ihracat artışına doğru olduğunu desteklemektedir.

## 2. Ekonomik Yöntem ve Veri Seti

### 2.1. Veri Seti ve Tanımlayıcı İstatistikler

Bu çalışmada kullanılan değişkenler elektrik ihracatı (EE), petrol ihracatı (OE), doğalgaz ihracatı (NGE) ve gayrisafi yurtiçi hasıla (GDP) olup veriler 1995-2017 arası dönemi kapsamaktadır. GDP ile, EE, OE ve NGE arasındaki ilişkilerin incelenmesinde kullanılan yıllık reel veriler logaritmik seviyelerinde analize dahil edilmiştir. Çalışmamızda kullanılan değişkenler; Azerbaycan Respublikasının Devlet Statistika Komitesi (<http://www.stat.gov.az>), Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri, İngiliz enerji ve çok uluslu petrol şirketi British Petroleum'un 2015 Dünya Enerjisine İstatistiksel İnceleme adlı yayınından elde edilmiştir. Çalışmada, IBM SPSS ve EViews Enterprise Edition ekonometri paket programlarından yararlanılarak, değişkenler arasındaki ilişkiler; korelasyon analizi, birim kök testleri Johansen-Juselius eşbütünlük analizi, Dolado-Lütkepohl nedensellik testi, genelleştirilmiş varyans ayrıştırma ve etki-tepki analizleri uygulanarak incelenmiştir.

**Tablo 1: Verilerin Betimsel İstatistik Tablosu**

	Petrol İhracatı	Elektrik İhracatı	Doğalgaz İhracatı	Gayri Safi Yurt İçi Hasıla
N	23	23	23	23
Valid	23	23	23	23
Missing	0	0	0	0
Mean	21699.2174	769.9565	3203.0870	262834.4783
Median	24820.0000	811.0000	650.0000	62359.0000
Mode	.00	265.00 <sup>a</sup>	.00	7276.00 <sup>a</sup>
Std. Deviation	16352.75954	250.10116	3610.85540	277420.53598
Variance	267412744.723	62550.589	13038276.719	76962153782.170
Skewness	-.062	-.242	.382	.652
Std. Error of Skewness	.481	.481	.481	.481
Kurtosis	-1.808	-.330	-1.812	-1.270
Std. Error of Kurtosis	.935	.935	.935	.935
Minimum	.00	265.00	.00	7276.00
Maximum	44507.00	1282.00	8856.00	752347.00
Sum	499082.00	17709.00	73671.00	6045193.00

### 2.1.2. Pearson Doğrusal Korelasyon Katsayısı

İki değişken arasındaki ilişkiyi veya bir değişkenin diğer tüm değişkenler ile aralarında olan ilişkileri incelemek için kullanılan istatistiksel yöntem korelasyon analizi denir. Bu testte bağımsız değişkendirken bir değişkenin bağımlı değişken üzerinde bir etkisinin olup olmadığı saptanmaktadır. Çok sayıda korelasyon analizi olmakla birlikte içlerinden en yaygın olarak kullanılan Pearson ve Spearman korelasyon analizleridir. Pearson korelasyon analizi için serilerin normal dağılıma sahip olması gerekirken Spearman korelasyon analizinde bu durum söz konusu değildir. Ayrıca gözlem sayısı az ve iki seri arasında doğrusal bir ilişki yok ise Pearson korelasyon katsayısı yerine Spearman korelasyon katsayısı hesaplanabilir. Korelasyon katsayıları pozitif veya negatif bulunabilmektedir.

Korelasyon katsayısı 0 ile +(-) 1 arası değerler almaktadır. Bu katsayı +1'e yaklaşır ise değişkenler arasında güçlü doğru yönlü bir ilişki olduğu, eğer -1'e yaklaşır ise değişkenler arası

güçlü ters yönlü bir ilişki bulunduğu belirlenmektedir. Değeri 0 olan korelasyon katsayısı değişkenler arasında herhangi bir ilişkinin olmadığını göstermektedir. Katsayı pozitif bulunduğu bağımsız değişkende bir artış (düşüş) söz konusu olduğunda bağımlı değişkende de bir artış (düşüş), negatif bulunduğu ise bağımsız değişkende bir artış (düşüş) söz konusu olduğunda bağımlı değişkende düşüş (artış) beklenmektedir. Katsayının +1 ve -1'e eşit olduğu durumda iki değişken arasında tam pozitif (negatif) doğrusal bir ilişki olduğu belirlenmektedir. Bu ilişkilerin tespiti iki değişken arasında kesinlikle bir nedensellik bulunduğunu ifade etmemektedir. Pearson doğrusal korelasyon katsayısı hesaplama formülü aşağıda gösterildiği gibidir.

$$r = \frac{\sum (X_t - \bar{X})(Y_t - \bar{Y})}{\sqrt{[\sum (X_t - \bar{X})^2] [\sum (Y_t - \bar{Y})^2]}}$$

r = korelasyon katsayısı

X<sub>t</sub> = t zamandaki X değişkeninin değeri

Y<sub>t</sub> = t zamandaki Y değişkeninin değeri

$\bar{X}$  = X değişkeninin ortalaması

$\bar{Y}$  = Y değişkeninin ortalaması

### 2.1.2.1. Pearson Korelasyon Katsayısının Anlamlılık Testi

Korelasyon analizi iki ya da daha fazla olan normal dağılmış ve verileri aralıklı ölçekle toplanmış değişkenler arasındaki ilişkiyi test etmek için de kullanılabilir. İki seri arasında herhangi bir ilişki olduğu biliniyorsa tek yönlü t-testi, bilinmiyorsa çift yönlü t-testi kullanılarak korelasyon katsayısının anlamlı olup olmadığı test edilmektedir. Bu çalışmadaki anlamlılık sınavında çift yönlü t-testi kullanılmıştır. Burada korelasyon katsayısı r, popülasyonun katsayısı p olarak gösterilmektedir. Hipotez testinde p kullanılmaktadır. T-testi hipotezleri aşağıda görüldüğü gibidir.

$$H_0: p = 0$$

$$H_1: p \neq 0$$

T-testi istatistiği aşağıdaki formül ile hesaplanmaktadır.

$$t = \frac{r}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}}$$

Hesaplanan t-test istatistiği sonucunda bulunan değer (n-2) serbestlik derecesine sahip tablo kritik değerinden büyük ise sıfır hipotezi reddedilir. H<sub>1</sub> korelasyon katsayısı 0'dan farklıdır hipotezi kabul edilir ve seriler arasında korelasyon ilişkisi olduğuna karar verilir. Sıfır hipotezi korelasyon katsayılarının 0'a eşit olduğunu seriler arası bir ilişki olmadığını alternatif hipotez korelasyon katsayılarının 0'dan farklı olduğunu ifade etmektedir. Tablo 12'de Pearson korelasyon analizinin katsayıları verilmiştir.

**Tablo 2: Pearson Korelasyon Katsayı Analizi**

DEĞİŞKENLER	OE	EE	NGE	GDP
OE	1	-0,31	0,87	0,77
EE	-0,31	1	-0,27	-0,32
NGE	0,87	-0,27	1	0,86
GDP	0,77	-0,32	0,86	1

R<sup>2</sup> %1 hata payı ile anlamlı.

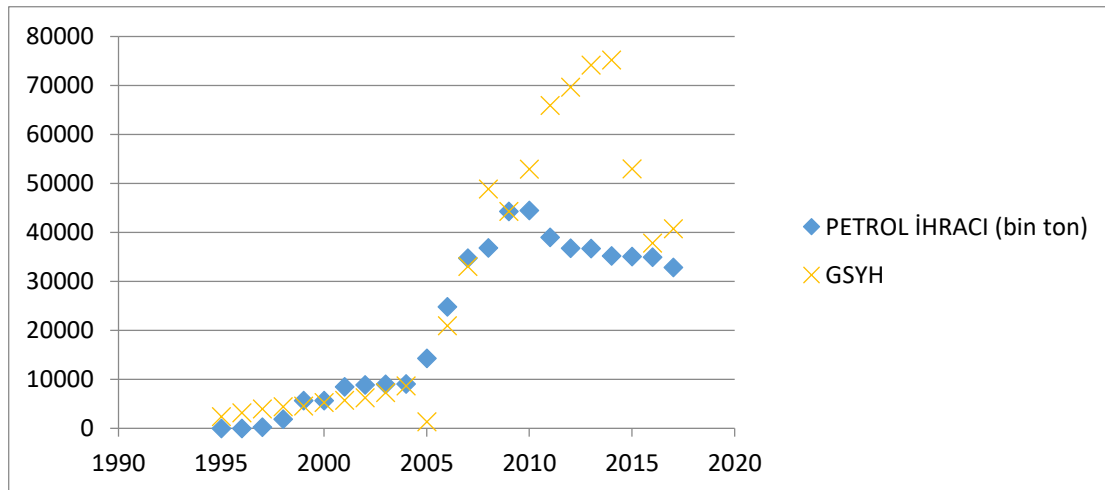
Tabloya baktığımızda doğalgaz ihracatı ile petrol ihracatının GSYH arasında pozitif bir ilişki olduğunu görmekteyiz. Ama elektrik ihracatı ile GSYH arasında negatif bir ilişki bulunmaktadır. Değişkenlerin değeri -1, +1 değerleri arasında olduğundan dolayı değişken değerlerimizin normal dağılımda olduğunu görmekteyiz. Bundan dolayı pearson korelasyon analizi kullanılmıştır. Korelasyon katsayısının karesi alınıp 100 ile çarpıldığında iki değişken arasındaki değişimin kaçta kaçının açıklandığı tahmin edilebilir. Çalışmadan örnek verilecek olursa  $r \times r = R^2$ ,  $R^2 = 0,86 \times 0,86 = 0,74$ , GDP'deki değişimin %74'üNGE (doğalgaz ihracatı) tarafından açıklanmaktadır.

GDP ile diğer bağımsız değişkenler OE, EE, EC, NGE arasında sırasıyla 0,59 0,10, 0,74 korelasyon katsayıları bulunmuş olup, çift yanlı t-testine göre %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı oldukları belirlenmiştir. Doğalgaz ihracatı ile gayrisafi yurtiçi hasıla arasında bulunan ilişki en güçlü korelasyon ilişkisidir.

### 2.1.2.2. Değişkenlerle İlgili Serpilme Diyagramı Analizi

Serpilme diyagramı iki değişken arasındaki ilişkileri sayı noktaları ile ifade eden grafiksel gösterimdir. Eğim çizgisi negatif eğimli olduğunda değişkenler arasında negatif, pozitif eğimli olduğundan değişkenler arasında pozitif bir korelasyon ilişkisi olduğun sonucuna varılır. Aynı ayrı olan sayı noktaları birbirlerine ne kadar yakınlar ise korelasyon ilişkileri o kadar kuvvetli olup, birbirlerinden uzaklaştıkça iki seri arasındaki ilişki yok olmaktadır. Çalışmada incelenen serilerin regresyon doğrularının tahmininin tam düzenli dağılıma sahip olmamasına karşın yapılan Pearson korelasyon analizi ile serpilme diyagramı sonuçları örtüşmektedir.

**Grafik 1: Pearson Korelasyon Analizi Serpilme Diyagramı**



GDP serisi ile petrol ihracatı serileri arasında pozitif yönlü ve hem de anlamlı bir ilişki de bulunmuştur. GDP'yi açıklayıcılık düzeyi regresyon doğrularına göre en yüksekte en düşüğe doğru sırasıyla petrol ihracatı olarak bulunmuştur. Bulgular grafikte görülmektedir

### 2.1.3. Birim Kök (Durağanlık) Testleri

Zaman serisi verilerinin kullanıla bildiği analizlerde esas serilerin durağan olması başlıca önem arz etmektedir. Durağan olmayan serilerin varlığında yapılan esas analizler sonucu Granger ve Newbold (1974)'un büyük sahte regresyon olarak tanımladığı durum ile karşılaşılabılır. Sahte regresyon durumunda yüksek  $R^2$  ve t istatistikleri ile karşılaşılr. Ayrıca çalışmada kurulan regresyon eşitliğinde olan en küçük kareler tahmincileri de tutarlı değildir (Enders, 2010: 196).

Serilerin durağan olabilmesi için hemde bazı koşulları sağlamaları gerekebilir. Ekonometrik analizler zamanı kullanılan durağanlık kavramı çok zayıf durağanlıktır. Eğer burada serinin hem ortalaması ( $\mu$ ) hem de otokovaryansları ( $\gamma_{jt}$ ) zamana bağlı değilse  $Y_t$  süreci kovaryans durağan veya da ki zayıf durağandır (Hamilton, 1994: 45). Bu iki şart aşağıdaki gibi de açıklanabilir:

$$E(Y_t) = \mu \quad \text{tüm } t \text{ ler için}$$

$E(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu) = Y_j$  tüm  $t$  ler ve herhangi bir  $j$  için

Eğer ki bir sürecin ortalaması  $\beta t$  şeklinde zamana bağlı olarak bu süreç kovaryans durağan da değildir. Bir sürecin kovaryans durağan halde olabilmesi için  $Y_t$  ile  $Y_{t-j}$  arasındaki kovaryansın sadece olarak aradaki zaman farkını göstere bilen<sup>7</sup>ye bağlı olması gerekmektedir. Kovaryans durağan bir süreç çerçevesinde  $Y_j = Y - j$  tüm  $j$  ler için sağlanabilir (Hamilton, 1994: 46). Enders (2004) durağan süreçler ile ise durağan olmayan süreçler arasındaki olan farkları şu şekilde özetlenebilmiştir.:

Durağan zaman serileri için de olan şoklar geçicidir. Şokların etkisi bazen zamanla söner ve hem de ki seriler tekrar uzun dönem için ortalama düzeyine dönerler. Durağan seriler;

1. Uzun dönem sabit bir ortalama etrafında dalgalanmalarından dolayı ortalama denge seviyelerine dönme eğilimindedirler.
2. Zamanın etkisiyle değişmeyen, sabit varyansa sahiptirler.
3. Gecikme uzunluğu arttıkça azalan teorik korelograma sahiptirler.

Durağan olmayan seriler ise sürekli bileşene sahiptirler. Durağan olmayan bir zaman serisinin ortalaması ve varyansı zamana bağlıdır. Bu tür serilerde ise;

1. Serinin dönebileceği bir uzun dönem ortalaması yoktur
2. Serinin varyansı zamana bağlıdır yani zaman sonsuza yaklaştıkça varyans da sonsuza gider.

Zaman serisi analizlerinde serilerin durağan olup olmadığının belirlenmesi oldukça önemlidir. Eğer süreç durağan değil ise zaman serisinin geçmiş ve gelecek boyunca zaman aralıklarını basit bir cebirsel model ile göstermek genelde zordur (Sevüktekin ve Nargeleçkenler, 2010: 57). Sürecin durağan olması durumunda ise model kurmak daha kolay bir hal alır.

### 2.1.3.1. ADF Birim Kök Testi

Durağanlık sınaması yapılırken başvurulan tekniklerden biri ve en çok tercih edilebilen birim kök testidir. Aşağıdaki gibi bir eşitliğe sahip olan bildiğimizi ve  $y$  serisinin bunun gibi eşitlik yardımıyla elde edilebildiğini düşünelim:

$$Y_t = a_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Burada,  $\varepsilon_t$  sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı hem de ardışık bağımlı olmayan olasılıklı hata terimidir. Böyle bir hata terimi hem de beyaz gürültü (white noise) hata terimi olarak isimlendirilebilir. (Gujarati, 2001:718). Burada olan eşitlikte  $a_1$  in 1'e eşit olduğunun sınaması yapılarak hem de sürecin birim kök içerip içermediği incelenir. Eğer  $a_1 = 1$  boş hipotezi reddedilemiyorsa bu süreç birim kök içere bilmektedir. Ancak ki, testi daha kolaylaştırmak için her iki taraftan  $Y_{t-1}$  çıkarırsak aşağıdaki eşitliği elde ederiz.

$$\Delta Y_t = p Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Bu eşitlikte  $p = a_1 - 1$  dir. Bu durumda olan daha önce  $a_1 = 1$  olan boş hipotez  $p = 0$  haline gele bilmektedir. Dickey ve Fuller (1979) çalışmalarında geniş şekilde birim kök testinin uygulanmasında üç farklı ve çeşitli eşitlik kullanmışlardır (Enders, 2010: 196):

$$\Delta Y_t = a_0 + p Y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$$

Boş hipotez  $p = 0$  in geçerli olduğunu bildiği durumda rassal yürüyüş süreci sayılır. Eşitlikte sabit terim ve hemde bir doğrusal trend içere bilmediği durumlarda da  $p = 0$  hipotezinin geçerli olup olmadığının tespiti amacıyla t-testi uygulanabilir. Ancak farklılık oluşturabilen nokta, regresyon eşitliğine bir sabit veya trend eklenmesiyle t-testi içinde kullanılan kritik değerlerin değişebilmesidir. Dickey ve Fuller (1979) burada Monte Carlo çalışmaları ile  $p = 0$  için kritik değerleri belirlemiş ve bunlara sabit ve hem de trend içermeyen model için  $\tau$ , sadece olarak sabit içeren model için  $\tau_\mu$  ve hem sabit hem de ki, trend içeren model için  $\tau_\mu$  olarak adlandırmıştır. (Enders, 2010: 196).

Hata teriminde olan otokorelasyon olduğu durumda ise buradaki gibi yukarıda verilen eşitlikte olan sağ tarafa bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklene bilerek aşağıdaki eşitlik elde edilir:

$$\Delta Y_t = a_0 + pY_{t-1} + a_2t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_t - i + 1 + \varepsilon_t$$

Bu eşitlikteki gibi durumlarda Dickey-Fuller testi uygulanabilirse, buna Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller – ADF) testi denilebilir (Gujarati, 2001: 720). Ancak ki, burada önemli olan esas nokta gecikme sayısının doğru belirlenebilmesidir. Bununla birlikte tüm zaman serilerini hep birinci sıra otoregresif süreç olarak da yazmak mümkün olabileceğinden  $p$ . sıra otoregresif süreci düşünürsek:

$$Y_t = a_0 + a_1Y_{t-1} + a_2Y_{t-2} + \dots + a_{p-2}Y_{t-p+2} + a_{p-1}Y_{t-p+1} + a_pY_{t-p} + \varepsilon_t$$

Genişletilmiş Dickey-Fuller testini açıklamak amacıyla  $a_pY_{t-p}$  ekleyip çıkarırsak:

$$Y_t = a_0 + a_1Y_{t-1} + a_2Y_{t-2} + \dots + a_{p-2}Y_{t-p+2} + (a_{p-1} + a_p)Y_{t-p+1} - a_p\Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Bu eşitlikte ise  $(a_{p-1} + a_p)Y_{t-p+2}$  ekleyip çıkarırsak:

$$Y_t = a_0 + a_1Y_{t-1} + a_2Y_{t-2} + \dots + (a_{p-1} + a_p)Y_{t-p+2} - a_p\Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Elde edilir. Bu işlem devam ettirildiğinde ise

$$\Delta Y_t = a_0 + pY_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_t - i + 1 + \varepsilon_t$$

Burada  $p = -(1 - \sum_{i=2}^p a_i)$  ve  $\beta_i = -\sum_{i=1}^p a_j$  dir.

Bu eşitlikte  $p=0$  ise süreç birim kök içere bilmektedir (Enders, 2010: 215). Yani ki  $p=0$  boş hipotez olarak kurula bildirildiğinde, bu hipotezi test etmek için de, eşitlikte sabit ve trend olmadığından  $\tau$ , sadece sabit olduğunda  $\tau_\mu$  ve sabit ve trend birlikte bulunduğu  $\tau_\mu$  kritik değerleri kullanılabilir.

**Tablo : Augmented Dickey-Fuller Birim Kök Prob Değerleri**

DEĞERLER	SABİTLİ	SABİTLİ+TRENDLİ
GDP	0,71	0,57
EE	0,18	0,45
OE	0,47	0,77
NGE	0,97	0,47

Değerlere bakıldığında tüm değerlerin Prob değerlerinin 0,05’den büyük olduğunu görmekteyiz. Buda bize bu değerlerimizin durağan olmadığını göstermektedir. Verilerimizi durağanlaştırmak için farkları alınacaktır.

### 2.1.3.2. Phillips Perron Birim Kök Testi

Peter Charles Bonest Phillips ve Pierre Perron’un 1988 yılında yayınladıkları makale ile geliştirilen bu testte ADF birim kök testinden farklı olarak yapısal kırılmalar dikkate alınmaktadır. PP birim kök analizinde hata terimlerinin birbirleri ile zayıf bağımlı ve heterojen dağılıma sahip oldukları bulunmuştur. Bu birim kök analizinde ADF testindeki gibi otokorelasyon sorununu gidermek için denklemin sağına bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin koyulması yerine, test istatistiği değerleri Newey-West tahmincisi sayesinde optimal bant genişliğinin bulunması ile düzeltilme yoluna gidilmektedir.

$$Y_t = \omega_0 + \delta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots$$

$$Y_t = \omega_0 + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 \left(t - \frac{T}{2}\right) + \varepsilon_t \dots \dots \dots$$

Yukarıda gösterilen denklemlerde sırası ile sabitli ve sabitli+trendli regresyonlarda;  $\varepsilon_t$  hata terimlerini,  $Y_t$  durağanlık testi uygulanan değişkeni,  $\omega_0$  sabit terimi,  $t$  trendi ve  $T$  gözlem sayısını göstermektedir. Phillips-Perron birim kök testinde de ADF testinde olduğu gibi yokluk

hipotezi  $H_0: \delta_1 = 0$  seri durağan değildir (random walk) ve alternatif hipotez  $H_1: \delta_1 \neq 0$  seri durağandır (white noise) hipotezleri test edilebilmiştir.

**Tablo 4: Phillips Perron Birim Kök Testi Prob. Değerleri**

DEĞERLER	SABİTLİ	SABİTLİ+TRENDLİ
GDP	0,67	0,81
EE	0,17	0,45
OE	0,66	0,90
NGE	0,96	0,63

Tabloya baktığımızda tüm değişkenlerin değerlerinin sabitli ve sabitli trendli sonuçlarda 0,05'den büyük olduğu için serimizin durağan olmadığını görmekteyiz.

### 2.1.3.3. DF-GLS Birim Kök Testi

DF-GLS birim kök analizi Elliott vd. 1996 yılında yayınladıkları birim kök testinin etkinliği analizi adlı makalede ADF testinin geliştirilmesi ile ortaya çıkmıştır. Bu testin avantajı birim kök analizinin trendden arındırılmasıdır. Yapılan bazı çalışmalarda DF-GLS birim kök testinin tablo kritik değerlerinin 50, 100 ve 150 gözlem için uygun olduğu, ancak kesin sonuçlar doğuramamakla birlikte 40 ve üzeri gözlem içinde bu testin anlamlı olabileceğini belirtmişlerdir. Bu birim kök testi sadece sabitli ve sabitli+trendli modellerin analizine izin vermektedir. Bulunan DF-GLS test istatistikleri Mackinnon (1996) tablo kritik değerleri ile karşılaştırılarak yokluk hipotezi kabul veya reddedilmektedir. Hipotezler ADF ve PP testine benzer şekilde kurulmakta, DF-GLS test istatistiği Mackinnon (1996) tablo kritik değerinden küçük ise yokluk hipotezi kabul, büyük ise reddedilmektedir.

**Tablo 5: Dickey-Fuller GLS Birim Kök Testi Prob Değerleri**

DEĞERLER	SABİTLİ	SABİTLİ+TRENDLİ
GDP	0,39	0,04
EE	0,03	0,02
OE	0,21	0,06
NGE	0,21	0,06

Tablomuzda GSYH, petrol ihracatı ve doğalgaz ihracatı sabitli veri sonuçlarının 0,05'den yüksek olduğu gözlemlenmiştir. Yani bu değerlerimiz durağan olmadığını görmekteyiz. Bu değerlerin aksine elektrik ihracatı değerlerinin durağan olduğu gözlemlenmiştir. Sabitli trendli sonuçlara bakıldığında ise GSYH ve elektrik ihracatı test sonuçlarının p değerinin 0,05'ten küçük olduğu gözlemlenmiştir. Buda bu değerlerin sabitli trendli sonuçlarında durağan olmadığı sonucunu ortaya çıkarmaktadır.

### 2.1.4. Johansen-Juselius Eşbütünleşme Testi

Farkında durağan bulunan değişkenlerde uzun dönem bilgi kaybı olmakta, sadece kısa dönem ilişkileri gözlemlenebilmektedir. Bu kaybı ortadan kaldırabilmek için zaman serileri analizinde değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerini tespit etmek amacı ile eşbütünleşme analizleri yapılmaktadır. JJ eş-bütünleşme testi (1990) Engle-Granger'e göre birçok değişkeni aynı zamanda analiz edebilme açısından üstündür. Bir diğer üstünlüğü ise bu yöntemle X ve Y gibi iki değişken arasında eş-bütünleşme bulunması durumunda, Z değişkeninin X ve Y üzerine olan regresyonla yapılacak testlere Engle-Granger yönteminin tahmin edilememesi, bu yöntemin edilebilmesidir. JJ eş-bütünleşme analizi VAR modeline dayanmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 581). VAR modelinin optimal gecikme uzunluğu bu eş-bütünleşme testinde de önem arz etmektedir. Tablo 6'da JJ eş-bütünleşme testi 4 değişkenli model için optimal



gecikme uzunluğu test bulguları gösterilmiştir. Tek değişkenli modeller için de optimal gecikme uzunluğu 1 bulunmuştur.

**Tablo 6: JJ Eş-bütünleşme Testi Optimal Gecikme (EE-OE-NGE-GDP)**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-744.4109	NA	3.74e+27	74.84109	75.04024	74.87996
1	-671.4280	109.4744	1.31e+25	69.14280	70.13853	69.33718
2	-643.3793	30.85356	4.96e+24	67.93793	69.73025	68.28781
3	-602.8648	28.36013*	8.83e+23*	65.48648*	68.07539*	65.99186*

Sonuçlara baktığımızda en fazla yıldız olan gecikme 3. gecikme olduğu görülmektedir. Yani bizim modelimizin en uygun gecikme uzunluğunun 3. gecikme olduğunu görmekteyiz. Bu sonuçla testimizin ilk aşamasını bitirmiş bulunmaktayız. Bir sonraki adımda kointegrasyon testi sonuçlarına bakacak olursak, None ve At most 1 sonuçlarında p olasılık değerlerimizin 0,05'ten küçük olduğunu görmekteyiz. Bu durumda Ho reddedilir. Ho reddedildiği zaman kointegrasyon denklemi kurabileceğimizi söyleyebiliriz. Tüm bu sonuçlara bakıldığında kointegrasyon olduğunu ve eşbütünlüğe olduğunu söyleyebiliriz.

None *	0.910102	93.24441	55.24578	0.0000
At most 1 *	0.809745	45.06293	35.01090	0.0031
At most 2	0.442661	11.87510	18.39771	0.3184
At most 3	0.009131	0.183454	3.841466	0.6684

N adet içsel değişken için tanımlanan  $X_t$  ile k sayıda gecikme içeren JJ eş-bütünleşme testi için tahmin edilen VAR modeli aşağıda gösterilmiştir. Denklemden yer alan  $\beta$  ( $n \times n$ ) boyutundaki parametre vektörüdür.

$$X_t = \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{t-k} + \varepsilon_t \dots \dots \dots$$

Eş-bütünleşme analizi yapmadan önce değişkenlerin durağanlık düzeylerinin belirlenmesi gerekmektedir. Hem Engle-Granger (1987) hem de Johansen-Juselius (1990) eş-bütünleşme testlerinde serilerin bütünleşme derecelerinin aynı olması gerekmektedir. Bu testin öncesinde yapılan ADF, PP ve DF-GLS birim kök testleri sonucunda değişkenler  $I(1)$  bulunmuş olup, JJ eş-bütünleşme analizi uygulanması mümkün hale gelmiştir. Bu eşbütünleşme analizinde kaç adet eş-bütünleşik vektör olduğunu tespit etmek adına iz ve maksimum öz değer istatistikleri kullanılmaktadır. İz ve maksimum olan öz değer istatistikleri hesaplama ile birlikte formülleri aşağıda verilmiştir.

$$\Lambda_{iz}(r) = -T \sum_{i=r+1}^u \ln(1 - \lambda) \lambda_{\text{özdeğer}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \dots \dots \dots$$

Yukardaki denklemden yer alan r eş-bütünleşik vektör sayısını göstermektedir. İz istatistiğinde yokluk hipotezi eş-bütünleşik vektör sayısının r veya r'den az olduğunu ifade ederken, alternatif hipotez daha fazla eş-bütünleşik vektör olduğunu belirtmektedir.

Maksimum öz değer istatistiği için farklı bir test uygulanmakta, yokluk hipotezi eşbütünleşik vektör sayısı r'ye eşit iken, alternatif hipotez r'den bir fazla eşbütünleşik vektör bulunduğunu ifade etmektedir.

Bulunan iz istatistiği ve maksimum öz değer istatistiği değerleri Johansen-Juselius (1990) ve hem de Osterwald-Lenum (1992) tarafından üretilen tablo kritik değerleri ile kıyaslanarak yokluk hipotezi kabul veya reddedilir. Hem iz hem de öz değer istatistiği tablo kritik değerlerinden küçük ise yokluk hipotezi kabul, tersi durumda reddedilir.

### 2.1.5. Granger Nedensellik Analizi

GDP değişkeni ve diğer dört enerji tüketiminin aralarındaki kısa dönemli nedensellik ilişkilerini incelemek üzere 1996 yılında Dolado ve Lütkepohl tarafından geliştirilen DL-VAR analizi MWALD testi kullanılarak bu çalışmada uygulanmıştır.

Dolado-Lütkepohl nedensellik analizinin başlıca ve önemli avantajı değişkenler arasında olan nedensellik ilişkisini araştıra bilirken birim kök testlerini göz önünde buluna bilmemesidir. Bu VAR analizinin bir diğer avantajı ise değişkenler arasında herhangi bir eş-bütünleşme olup olmadığı bilgisini gerektirmeden uygulanabilmesidir.

Kısıtlı verilerle yapılan Granger nedenselliğe dayalı F-testleri yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir. I(1) seviyesinde durağan bulunan değişkenler ile yapılan standart Granger nedensellik testinde değişkenler birinci farkında teste tabi tutulduğundan dolayı bilgi kaybı yaşanmaktadır. İlk olarak SIC kriteri kullanıla bilirken optimal gecike bilme uzunluğuna sahip VAR (p) modeli ile tahmin edile bilmektedir. Daha sonra VAR (p+1) modeli tahmin edile bilirken değişkenlere geliştirile birmiştir. MWALD testi yapılmaktadır. İkinci aşamada Wald testi p+1 katsayılarına değil, ilk p katsayılarına uygulanır. (Şentürk ve Akbaş, 2012: 48-49).

Eğer değişkenler I(1) düzeyinde durağan ise p gecikmeli VAR modeli p+1gecikmeli olarak tahmin edilir. Tahmin sonucunda oluşan modelin 1. gecikmesinden p. gecikmesine kadar olan değişkenlere asimtotik özelliklere sahip MWALD testi uygulanır. Her üç denklemde de optimal gecikme uzunlukları p = 2 bulunup +1 gecikme uzunluğu eklenip üç gecikmeli VAR modelleri tahmin edilmiştir. Gecikmeleri p olarak alınarak uygulanan modifiye edilmiş Wald testi sonuçlarına göre parantez içerisinde belirtilen bütün değişkenlerin yüzdesel nedensellik katsayıları 0'dan farklı ve istatistiksel olarak 3 gecikme için toplamları anlamlı bulunmuştur. Aşağıda verilen DL Granger nedensellik analizi sonuçlarına göre EE, OE, NGE ve GDP'ye doğru tek yönlü pozitif ve hemde istatistiksel olarak en anlamlı nedensellik ilişkileri tespit edile birmiştir.

#### Grafik 7: Granger Nedensellik Analizi

Dependent variable: GSYH

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
EE	0.060608	2	0.9702
NGE	5.707943	2	0.0576
OE	9.763127	2	0.0076
All	18.91235	6	0.0043

GSYH'nın bağımlı değişken olarak gördüğümüz yukardaki tabloda Doğalgaz ihracatı ve Petrol tüketimi değerlerinin p değerlerine bakacak olursak 0,05'ten küçük olduğunu görmekteyiz. Yani Ho reddedilir H alternatifi kabul edilir. Yani doğalgaz ihracatı ve petrol ihracatı GSYH'nın nedenidir. Elektrik ihracatı değerine baktığımızdaysa p değerinin 0,05'ten büyük olduğunu görmekteyiz. Yani Ho kabul edilir. Elektrik ihracatı teoride GSYH'nın nedeni olsa da istatistiksel olarak sonuçlara bakıldığında nedeni değildir.

Dependent variable: EE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GSYH	10.39270	2	0.0055
NGE	2.602018	2	0.2723
OE	2.684772	2	0.2612
All	29.80778	6	0.0000

Sonuçlara bakıldığında bağımlı değişken Elektrik ihracatıdır. Doğalgaz ihracatı ve Petrol ihracatı olasılık değerlerinin 0,05'ten büyük ola bildiği için  $H=0$  hipotezi kabul edilebilmiştir. Yani bu değişkenlerin Elektrik ihracatı değişkeni ile arasında nedensellik ilişkisi yoktur. Ancak GSYH değişkeninin olasılık değeri 0,05'ten küçüktür. Yani  $H_0$  hipotezi reddedilir. GSYH elektrik ihracatının nedenidir.

Dependent variable: NGE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
EE	14.47358	2	0.0007
GSYH	12.85406	2	0.0016
OE	39.70186	2	0.0000
All	43.83961	6	0.0000

Burada doğalgaz ihracatı bağımlı değişkenimizdir. Elektrik ihracatı, Petrol ihracatı ve GSYH olasılık değerlerine bakacak olursak 0,05' ten küçük olduğunu görmekteyiz. Buradan da  $H=0$  hipotezini reddedilir. Bu değişkenlerin doğalgaz ihracatı ile nedensellik ilişkisi olduğunu söyleyebiliriz. Ayrıca GSYH ile doğalgaz ihracatı arasında yukarıda da bir nedensellik ilişkisi olduğunu sonuçlardan tespit etmiştik. Yani burada GSYH ve Doğalgaz ihracatı arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu söyleyebiliriz.

Dependent variable: OE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
EE	1.730398	2	0.4210
GSYH	0.366946	2	0.8324
NGE	2.900992	2	0.2345
All	5.766759	6	0.4498

Bu sonuçlara göre bağımlı değişkenimiz petrol ihracatı ile elektrik ihracatı, doğalgaz ihracatı ve GSYH arasında bir nedensellik ilişkisi olmadığını söyleyebiliriz. Elektrik ihracatı, doğalgaz ihracatı ve GSYH değişkenlerinin olasılık değerleri 0,05'ten büyüktür. Burada  $H_0$  hipotezi

reddedilir, H alternatif hipotezi kabul edilir. Yani değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır.

### 2.1.5.1. SUR (Seemingly Unrelated Regression)

Zellner'in (1962) geliştirdiği görünürde ilişkisiz regresyon (SUR) yöntemi hata terimleri ilişkili denklemlerde daha iyi sonuçlar vermektedir. Bu yöntemin temeli Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemine (GEKK) dayanmaktadır. EKK yöntemi ile tahmin edilen regresyonlar sapmasız ve tutarlı olarak belirlenebilse de etkin olmayan tahmincilerle sahip olabilirler. SUR yöntemi ile hata terimleri ilişkili denklemlerde tahmin edilen regresyonun etkin olması da sağlanabilmektedir. Bu denklemde hata terimleri normal dağılıma sahip ve beklenen değerleri sıfırdır. Bu çalışmada standart EKK (OLS) yöntemi yerinde SUR yönteminin kullanılmasının nedeni bu yöntemle tahmin edilen regresyon denkleminin daha etkin olması ve gerçekçi sonuçlar vermesidir.

### 2.1.5.2. Genelleştirilmiş Etki-Tepki Fonksiyonları

Etki- Tepki Analizi sistem içerisinde olan ve yer ala bilen her bir değişkene sıra ile verilebilecek şoklar karşısında hem ilgili değişkenlerin, hem de diğerlerinin tepkilerini ölçme için kullanılan en önemli yöntemdir. Böylece gelecekte meydana çıkabilecek şoklar sonucunda hem de diğer değişkenlerin nasıl bir durum içerisine girebileceklerini, ne şekilde tepki verecekleri kestirilmiş olabilecektir. Sistemdeki değişkenler durağan olduklarından ve başlangıçta verilecek bir şokun etkisi bir süre sonra sona erebilecektir. Bu nedenle serilerin durağan olabilmeleri önemlidir. Eğer seriler durağan değil ise verilecek şokların etkisi sürekli devam edecek ve şoka verilecek tepkiler sağlıklı bir şekilde ölçülemeyecektir (Bozkurt: 2007, 94).

Etki-tepki analizi, hem yapısal şoklar üzerine inşa edilmiş bir tekniktir ve bu nedenle değişkenler arasında önemli granger anlamda nedenselliğin olması önemlidir. Bir X değişkeni bir de Y değişkeninin nedeni değilse, X üzerine verilecek bir birimlik şok (yani bir standart sapma kadar), Y üzerinde bir çok etki yaratmayacaktır. Bu sebeple değişkenler arasında en öncelikle nedensellik ilişkisi tespit edilir ve değişkenlerin içsellik-dışsallık durumlarına göre hareket edilmektedir (Bozkurt: 2007, 94).

### 2.1.5.3. Genelleştirilmiş Varyans Ayrıştırma Analizi

Sınırlanmamış VAR modelleri aşırı parametrize olduklarında kısa dönem öngörüler için kullanışsız olmaktadır. Fakat yine de tahmin hatalarının özelliklerinin anlaşılmasında ve değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkilerin ortaya çıkartılmasında oldukça faydalı olmaktadır.  $A_0$  ve  $A_1$  katsayılarının bilindiği varsayılın ve gözlenen  $x_t$  değerleri kullanılarak  $x_{t+i}$  koşullu öngörüsü yapılmak istensin.  $x_{t+i}$ 'in koşullu beklenen değeri aşağıdaki gibi yazılabilir (Walter: 2010, 310):

$$E_t x_{t+1} = A_0 + A_1 x_t$$

Bir dönem sonraki tahmin hatası  $x_{t+1} - E_t x_{t+1} = e_{t+1}$  olduğunda iki dönem sonrası için şu sonuç elde edilmektedir:

$$x_{t+2} = A_0 + A_1 x_{t+1} + e_{t+2}$$

Burada koşullu beklenen değeri alırsak:

$$E_t x_{t+2} = (I + A_1)A_0 + A_1^2 x_t$$

İki dönem sonraki tahmin hatası  $e_{t+2} + A_1 e_{t+1}$ 'dir. n dönem sonra ise:

$$E_t x_{t+n} = (I + A_1 + A_1^2 + \dots + A_1^{n-1})A_0 + A_1^n x_t$$

Bunun tahmin hatası ise:

$$E_t x_{t+n} + A_1 e_{t+n+1} + A_1^2 e_{t+n-2} + \dots + A_1^{n-1} e_{t+1}$$

MA gösterimini kullandığımızda bu eşitlik aşağıdaki biçimde gösterilebilmektedir;

$$X_{t+n} = \mu \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i e_{t+n-i}$$

Böylelikle  $n$  dönem tahmin hatası,  $X_{t+n} - E_t X_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n-i}$  şeklinde olmaktadır.  $y_t$  serisi için  $n$  dönem sonra tahmin hatası şöyle olmaktadır:

$$y_{t+n} - E_t y_{t+n} = \phi_{11}(0) \varepsilon_{y,t+n} + \phi_{11}(1) \varepsilon_{y,t+n-1} + \dots + \phi_{11}(n-1) \varepsilon_{y,t+1}$$

$y_{t+n}$ 'nin  $n$  dönem sonra tahmin hatası varyansına  $\sigma_y(n)^2$  dersek:

$$\sigma_y(n)^2 = \sigma_y^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]$$

$$+ \sigma_z^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]$$

$\phi_{jk}(i)^2$ 'nin hiçbir değeri negatif ola bildiğinden, tahmin hatasının varyansı  $n$  arttıkça artmaktadır. Her bir şok için de,  $n$  dönem sonraki durumda tahmin hatası varyansını ayırtmak mümkün olur.  $\varepsilon_{yt}$  ve  $\varepsilon_{zt}$  serilerindeki şoklar için  $\sigma_y(n)^2$  nin oranları sırasıyla şöyle olur:

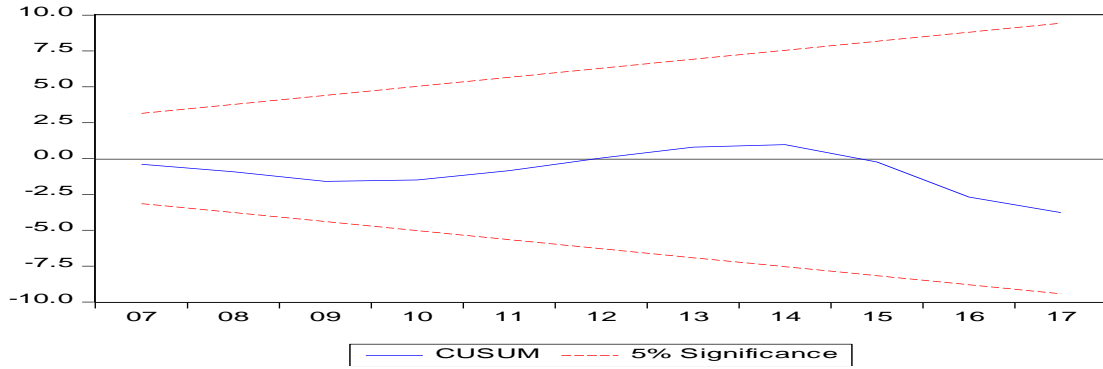
$$\frac{\sigma_y(n)^2}{\sigma_y(n)^2} = \frac{\sigma_y^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2}$$

$$\frac{\sigma_z^2}{\sigma_y(n)^2} = \frac{[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2}$$

Tahmin hatası varyansı ayırtılabilir bilmesi bir serinin kendi şokları ile birlikte diğer değişkenin şoklarıyla da oransal hareketini vere bilmektedir. Eğer ki şoklar serisinin tam tahmin hatasında açıklayıcı etkiye sahip değilse serinin dışsal olduğu söylenebilmektedir. Eğer ki şokları serisinin bu durumda tahmin hatasının tümünü açıklayabilirse, bu durumda serisi tamamen içsel olduğu denilir. Ayrıca varyans ayırtmasında olan değişkenlerin sırası sonuçların değişmesine neden ola bildiğinden Peseran ve Shin (1998) tarafından genelleştirile bilmiş varyans ayırtması geliştirile bilmiştir.

### 2.1.6. CUSUM Testi

Kısa dönem dinamiklerine ilişkin olan hata düzeltme teriminin elde edilmesi sürecinde kullanılan uzun dönem katsayılarının istikrarının ölçülebilmesinde Brown ve diğerleri (1975) tarafından sunulan CUSUM ve CUSUM-Q testlerinden yararlanılabilmektedir. CUSUM testi,  $n$  gözlem kümesiyle ilişkili olarak birikimli hata terimlerine dayanmakta ve yüzde 5 anlamlılığı gösteren iki kritik doğru arasında çizilmektedir. Grafik 2'de Dolado-Lütkepohl nedensellik testinde hata terimlerine ilişkin olarak gösterilebilen CUSUM testi istatistiklerinden elde edilen eğriler, yüzde 5 anlamlılığı gösteren güven aralıklarının arasında olduğundan tahmin edilebilen katsayıların uzun dönemde istikrarlı olduğu söylenebilir. Grafiğe bakıldığında herhangi bir kırılma olmadığı görülmektedir.

**Grafik 2: CUSUM Testi Sonuçları:****SONUÇ**

Bu çalışmada yer alan önemli bir unsur da enerji ihracatı ile gayri safi yurtiçi hasıla arasındaki ilişkilerin iktisadi açıdan hem mikro hem de makro düzeyde incelenmesidir.

Değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde bütün değişkenler normal dağılıma sahiptir. Çift yönlü t-testi kullanılarak yapılan Pearson korelasyon analizinde tüm değişkenler birbirleri ile %1 anlamlılık düzeyinde ilişkili bulunmuştur.

Durağanlık analizlerinde sırasıyla Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron ve DF-GLS olmak üzere çalışmada üç tane birim kök testi uygulanmıştır. Her birinin kendisine göre ayrı avantajı olan bu birim kök testlerinde bütün değişkenlerin önemli seviyesinde birim köke sahip olduğu, birinci farkında olan ise durağan olmadıkları bulunmuştur. Birim kök testlerinin ardından iki değişkenli ve çok değişkenli modeller olmak üzere Johansen-Juselius eş-bütünleşme analizi uygulanmıştır. Çok değişkenli modellerde SIC bilgi kriteri değeri eş çıktığından dolayı 3. ve 4. sırasıyla sabitli ve sabitli+trendli modeller teste tabi tutulmuştur. Hem iki değişkenli hem de çok değişkenli modellerin her birinde iz ve öz değer istatistikleri tablo kritik değerlerinden küçük bulunmuş olup, değişkenler arasında herhangi bir eşbütünleşmeye rastlanmamıştır.

Bulgulara göre, elektrik ihracatı (EE), petrol ihracatı (OE) doğalgaz ihracatı (NGE) değişkenlerinin her birinden gayrisafi yurtiçi hasıla (GDP)'ya doğru tek yönlü ve pozitif hem de istatistiksel olarak anlamlı nedensellik ilişkileri tespit edilebilmiştir. Azerbaycan için enerji tüketimine dayalı büyüme hipotezinin geçerli olduğu söylenebilir.

Ampirik çalışmanın sonuçları ışığında Azerbaycan ekonomisi için enerji ihracatının teşvik edilmesi önerilmektedir. Sadece enerji ihracatının sağlanmasından ziyade aynı zamanda bu enerji ihracatını sürekli kılabilecek enerji tedarikinin güvenliği de önemlidir.

**KAYNAKÇA**

AĞAYEV, S. (2011) "İhracat ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: 12 Geçiş Ekonomisi Örneğinde Panel Eş-tümleşme ve Panel Nedensellik Analizleri", Ege Akademik Bakış, 11 (2): 241 - 254

Azərbaycan Respublikasının Dövlət Statistika Komitəsi (<http://www.stat.gov.az>)

ECONOMIDOU, C. vd. (2005) "Export-Led Growth Hypothesis Revisited: A Panel Cointegration Approach", Scientific Journal of Administrative Development, 3: 40-55.

BOZKURT, H. (2007), Zaman Serileri Analizi, Ekin Kitabevi, Bursa.

EKANAYAKE, E. M. (1999) "Exports and Economic Growth in Asian Developing Countries: Cointegration and Error-Correction Models", Journal of Economic Development, 24(2): 43-56.

ELLIOTT, G. vd. (2006) "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", Econometrica, 64 (4): 813-36

ENDERS, W. (2004). Applied Econometric Time Series. New York

- ENDERS, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*. New York
- GUJARATI, D. N. (2001) *Temel Ekonometri*. Çev. Ü. Şenesen – G. G. Şenesen İstanbul: Literatür Yayıncılık
- HAMILTON, J. D. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press, New Jersey.
- KU'AZAM, T. L. (2006). "On the Relationship between Export and Economic Growth - A Look at Malaysian Experience" *Universiti Sains Malaysia*.
- MEDINA-SMITH, E. J. (2001) "Is the Export-Led Growth Hypothesis Valid for the Developing Countries? A Case Study for Costa Rica", *United Nations Conference on Trade and Development, Policy Issues in International Trade and Commodities Study Series*, No. 7.
- RAMOS, F. F. R. (2001) "Exports, Imports, and Economic Growth in Portugal: Evidence from Causality and Cointegration Analysis" , *Economic Modelling*, 18: 613-623.
- RAY, S. (2011) "A Causality Analysis on the Empirical Nexus between Export and Economic Growth: Evidence from India" , *International Affairs and Global Strategy*, 1, 24-38.
- SEVÜKTEKİN, M. ve M. N. (2010) *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*, Nobel Yayınları, Ankara.