

ENERJİ İXRACI VƏ İQTİSADI ARTIM EKONOMETRİK ANALİZ: AZƏRBAYCAN NÜMUNƏSİNDƏ

Afət HƏSƏNOVA*

Xülasə: Enerjinin istehsal funksiyasına amil kimi daxil edilməsinin şərti kimi görünə bilən digər istehsal amilləri ilə əlaqəsi də araşdırılmışdır. Beləliklə, enerjinin əslində əmək və kapitalla əvəz edilə biləcəyini və enerjiden istifadə etmədən istehsalın mümkün olub-olmadığını izah etməyə çalışıldı. İstehsalın mühüm amillərindən biri olan texnologiya ilə enerji arasındakı əlaqə də araşdırıldı. Beləliklə, texnoloji inkişafın enerjinin istehsaldakı yerinə necə təsir etdiyi təhlil edilib. Nəhayət, nəzəri hissədə enerji və böyümə arasındakı əlaqəyə təsir edən amillərdən bəhs edilir. Təbiətdə heç bir emal edilmədən mövcud olan enerji mənbələri olan ilkin enerji mənbələri kimi bərpa olunan və bərpa olunmayan enerji mənbələri araşdırılmışdır. 2020-2024-ci illər arasında illik məlumatlar əsasında aparılan bu araşdırma Azərbaycan iqtisadiyyatı üçün enerji ixracı ilə artım arasında hər hansı əlaqənin olub-olmadığını müəyyən etmək məqsədi daşıyırdı. Bu tədqiqatda Azərbaycan iqtisadiyyatı üçün istifadə olunan məlumat toplusu və metodları ədəbiyyatda olan digər tədqiqatlardan fərqlənir. Bu araşdırmanın mühüm elementi enerji ixracı ilə ümumi daxili məhsul arasındakı əlaqələrin həm mikro, həm də makro səviyyələrdə iqtisadi baxımdan araşdırılmasıdır.

Açar sözlər: *Enerji resursları, ixrac, iqtisadi artım, SOCAR*

Energy exports and economic growth Econometric analysis: The example of Azerbaijan

Abstract: The relationship between energy and other factors of production, which can be seen as a condition for including it as a factor in the production function, was also examined. Thus, an attempt was made to explain whether energy can actually be replaced by labor and capital and whether production is possible without using energy. The relationship between technology and energy, which is one of the important factors of production, was also examined. Thus, how technological development affects the place of energy in production was analyzed. Finally, the theoretical part discusses the factors affecting the relationship between energy and growth. Renewable and non-renewable energy sources, such as primary energy sources, which are energy sources that exist in nature without any processing, were examined. This study, conducted on the basis of annual data between 2020 and 2024, aimed to determine whether there is any relationship between energy exports and growth for the Azerbaijani economy. The data set and methods used for the Azerbaijani economy in this study differ from other studies in the literature. An important element of this study is the economic investigation of the relationship between energy exports and gross domestic product at both the micro and macro levels.

Key Words: *Energy resources, export, economic growth, SOCAR*

Giriş

Enerji resursları gündəlik həyatımızda ən vacib resurslardan biridir. Deyə bilərik ki, enerji və sənaye məhsulları istehsalımızda ən vacib və həyati girişlərdir. Ona görə də ölkələr enerji sahələrinin üsullarını öz üzərinə götürməli, cəmiyyətin və iqtisadiyyatın ehtiyac duyduğu enerjini fasiləsiz, etibarlı və ucuz şəkildə təmin etməli, enerji təchizatı təhlükəsizliyi baxımından bu resursları şaxələndirməlidir. Eyni zamanda, enerji istehlakı ilə iqtisadi artım arasında səbəbli əlaqənin olub-olmaması iqtisadi siyasətlər üçün vacibdir. Müsbət səbəb əlaqəsi varsa, istehlakı təşviq edən siyasətlər həyata keçiriləcək, əksinə, artımdan enerji istehlakına qədər müsbət səbəb əlaqəsi varsa, enerjiyə qənaət edən siyasətlər həyata keçiriləcək. Yalnız enerjiyə qənaət siyasəti həyata keçirilərsə, artım və məşğulluğa mənfi təsir göstərə bilər. Enerjiyə qənaət siyasətləri istehlakı aşağı səviyyələrə endirməyi və daha az enerji sərf etməklə daha çox məhsul əldə etməyi hədəfləyən siyasətlərdir. Enerji təşviqi siyasətləri enerji istehlakını artırmaq məqsədi daşıyır. Enerji istehlakını artırmaq üçün vergilərin azaldılması və enerji qiymətlərinin aşağı salınması kimi vasitələrdən istifadə olunur. SOCAR ölkənin qaz-neft sektorunda strateji məqsədlərinə nail olunmasında mühüm rol oynayır. Azərbaycanın enerji siyasətində ixrac prioritet istiqamətə çevrilib. Hazırda Bakı-Supsa xətti ilə Gürcüstanın Qara dəniz sahilindəki Supsa limanına gündə təxminən 100 min barel xam neft nəql edilir. Supsadan tankerlərə yüklənir və beynəlxalq bazara göndərilir. Hazırkı dövrdə Azərbaycan iqtisadiyyatının ən mühüm gəlir mənbəyi ixrac olunan enerji resurslarıdır. Azərbaycan üçün ən mühüm layihələrdən biri dünyanın ən böyük təbii qaz layihəsi olan Nabukko kəməridir.

* İ.e.n., dos, ORCID NO:0000-0002-9742-0030

Nabukko kəməri Mərkəzi Asiya və Yaxın Şərqdən təbii qazın Avropaya nəqli üçün nəzərdə tutulmuş layihədir. Avropanın hazırladığı bu layihə Avropanı enerji sahəsində Rusiyadan asılılıqdan xilas etmək üçün hazırlanmışdır. Xəzər hövzəsinin Aİ-nin Körfez regionundan asılılığını azaltması və təbii qazın Rusiyadan asılılığını tarazlaşdıracağı gözlənilir.

Ədəbiyyatda enerji ixracı ilə artım arasında dörd növ səbəb-nəticə əlaqəsi mövcuddur: Onlar arasında heç bir əlaqə olmaya bilər, bu halda enerji ixracını təşviq edən və ya qoruyan siyasətlərin heç bir təsiri olmayacaq; Enerji ixracı ilə artım arasında qarşılıqlı əlaqə ola bilər. Bu halda enerji ixracını təşviq edən siyasətlər artımı artırır, yüksək artım templəri isə enerji ixracını artırır; Artımdan enerji ixracına qədər səbəb əlaqəsi olduqda, enerjiyə qənaət edən (məhdudlaşdırıcı) siyasətlərə üstünlük verilir. Enerji ixracı məhdudlaşdırıldığından, artımın yavaşlaması ehtimalı var; Enerji ixracından böyüməyə qədər səbəb əlaqəsi aşkar edildikdə, enerji təşviqi siyasətləri həyata keçirilməlidir. Enerji istehsalı və idxalı artırılmalı, enerji istehlakı subsidiyalasdırılmalı və s. stimullaşdırıcı tədbirlər həyata keçirilməlidir.

Tədqiqatın məlumat bazası və təsviri statistika

Tədqiqatda istifadə olunan dəyişənlər elektrik enerjisi ixracı (EE), neft ixracı (OE), təbii qaz ixracı (NGE) və ümumi daxili məhsuldur (ÜDM) və məlumatlar 1995-2017-ci illəri əhatə edir. ÜDM və EE, OE və NGE arasındakı əlaqələrin araşdırılmasında istifadə olunan illik real məlumatlar loqarifmik səviyyələrdə təhlilə daxil edilmişdir. Araşdırmamızda istifadə olunan dəyişənlər; Azərbaycan Respublikasının Dövlət Statistika Komitəsindən (<http://www.stat.gov.az>) alınıb, Böyük Britaniyanın enerji və neft transmilli şirkəti British Petroleum tərəfindən nəşr olunan Dünya Bankının Dünya İnkişaf Göstəriciləri, Dünya Enerjisi 2015-in Statistik İcmalı. Araşdırmada IBM SPSS və E-Views Enterprise Edition Ekonometrik paket proqramlarından istifadə etməklə dəyişənlər arasında əlaqələr; Korrelyasiya təhlili, vahid kök testləri, Johansen-Juselius kointeqrasiya təhlili, Dolado-Lütkepohl səbəb-nəticə testi, ümumiləşdirilmiş variyasiya parçalanması və impuls-cavab analizi tətbiq edilmişdir.

Cədvəl 1. Məlumatların təsviri statistik cədvəli

	Neft İxrac	Elektrik enerjisi ixracı	Təbii qaz ixracı	Ümumi daxili məhsul
N	23	23	23	23
Etibarlıdır	0	0	0	0
İtkin	0	0	0	0
Orta	21699.2174	769.9565	3203.0870	262834.4783
Median	24820.0000	811.000	650.000	62359.0000
Moda	.00	265.00a	.00	7276.00a
Std. Sapma	16352.75954	250.10116	3610.85540	277420.53598
Fərqlilik	267412744.723	62550.589	13038276.719	76962153782.170
Əyrilik	-.062	-.242	.382	.652
Std. Çarpıqlıq xətası	.481	.481	.481	.481
Kurtoz	-1808	-.330	-1812	-1.270
Std. Kurtosis xətası	.935	.935	.935	.935
Minimum	.00	265.00	.00	7276.00
Maksimum	44507.00	1282.00	8856.00	752347.00
məbləğ	499082.00	17709.00	73671.00	6045193.00

3.1.2. Pearson xətti korrelyasiya əmsalı

İki dəyişən arasındakı əlaqəni və ya dəyişən ilə bütün digər dəyişənlər arasındakı əlaqəni araşdırmaq üçün istifadə olunan statistik üsul korrelyasiya təhlili adlanır. Bu test müstəqil dəyişəndəki dəyişikliyin asılı dəyişənə təsir edib-etmədiyini müəyyən edir. Çoxlu korrelyasiya analizləri olsa da, ən çox istifadə edilənlər Pearson və Spearman korrelyasiya analizləridir. Seriyanın Pearson korrelyasiya təhlili üçün normal paylanmaya malik olması lazım olsa da, Spearman korrelyasiya analizində bu belə deyil. Əlavə olaraq, əgər müşahidələrin sayı azdırsa və iki sıra arasında xətti əlaqə yoxdursa, Pearson korrelyasiya əmsalı əvəzinə Spearman korrelyasiya əmsalı hesablanı bilər. Korrelyasiya əmsalları müsbət və ya mənfi ola bilər.

Korrelyasiya əmsalı 0 ilə ± 1 arasında olan dəyərləri qəbul edir. Bu əmsal ± 1 -ə yaxınlaşarsa, dəyişənlər arasında güclü birbaşa əlaqənin, -1 -ə yaxınlaşdıqda isə dəyişənlər arasında güclü tərs əlaqənin olduğu müəyyən edilir. 0 korrelyasiya əmsalı dəyişənlər arasında heç bir əlaqənin olmadığını göstərir. Əmsal müsbət olduqda müstəqil dəyişəndə artım (azalma), mənfi olduqda isə müstəqil dəyişəndə artım (azalma), asılı dəyişəndə isə azalma (artım) gözlənilir. Əmsal ± 1 və -1 -ə bərabər olduqda, iki dəyişən arasında tamamilə müsbət (mənfi) xətti əlaqənin olduğu müəyyən edilir. Bu əlaqələrin müəyyən edilməsi iki dəyişən arasında səbəb əlaqəsinin olması demək deyil. Pearson xətti korrelyasiya əmsalının hesablanması düsturu aşağıda göstərilmişdir.

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

r = korrelyasiya əmsalı

X_t = t zamanında X dəyişəninə qiyməti

Y_t = t zamanında Y dəyişəninə qiyməti

$\bar{X}$ = X dəyişəninə ortası

$\bar{Y}$ = Y dəyişəninə ortası

Pearson Korrelyasiya Əmsalının Əhəmiyyətlik Testi

Korrelyasiya təhlili verilənləri interval miqyasında toplanan iki və ya daha çox normal paylanmış dəyişənlər arasında əlaqəni yoxlamaq üçün istifadə olunur. İki sıra arasında əlaqənin olduğu məlumdursa, birtərəfli t -testindən istifadə edilir, əgər deyilsə, korrelyasiya əmsalının əhəmiyyətli olub olmadığını yoxlamaq üçün ikitərəfli t -testindən istifadə olunur. Bu işdə əhəmiyyət testində iki tərəfli t -testi istifadə edilmişdir. Burada korrelyasiya əmsalı r , əhali əmsalı isə p kimi göstərilmişdir. p hipotezin yoxlanılmasında istifadə olunur. Test fərziyyələri aşağıda göstəriləyi kimidir.

$H_0: p = 0$

$H_1: p \neq 0$

t -test statistikası aşağıdakı düsturla hesablanır.

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

Hesablanmış t -test statistikası nəticəsində tapılan dəyər $(n-2)$ sərbəstlik dərəcələri olan cədvəlin kritik qiymətindən böyükdürsə, sıfır hipotezi rədd edilir. H_1 Korrelyasiya əmsalının 0-dan fərqli olması fərziyyəsi qəbul edilir və sıralar arasında korrelyasiya əlaqəsinin olması qərara alınır. Sıfır fərziyyə korrelyasiya əmsallarının 0-a bərabər olduğunu və sıralar arasında əlaqənin olmadığını, alternativ fərziyyə isə korrelyasiya əmsallarının 0-dan fərqli olduğunu bildirir. Cədvəl 12-də Pearson korrelyasiya analizinin əmsalları göstərilir.

Cədvəl 2. Pearson korrelyasiya əmsalının təhlili

Dəyənənlər	OE	EE	NGE	ÜDM
OE	1	-0,31	0,87	0,77
EE	-0,31	1	-0,27	-0,32
NGE	0,87	-0,27	1	0,86
ÜDM	0,77	-0,32	0,86	1

R^2 1% xəta marjası ilə əhəmiyyətlidir.

Cədvələ baxdıqda təbii qaz ixracı ilə neft ixracı ilə ÜDM arasında müsbət əlaqənin olduğunu görürük. Amma elektrik enerjisi ixracı ilə ÜDM arasında mənfi əlaqə var. Dəyişənlərin dəyərləri -1 ilə $+1$ arasında olduğundan, dəyişən dəyərlərimizin normal

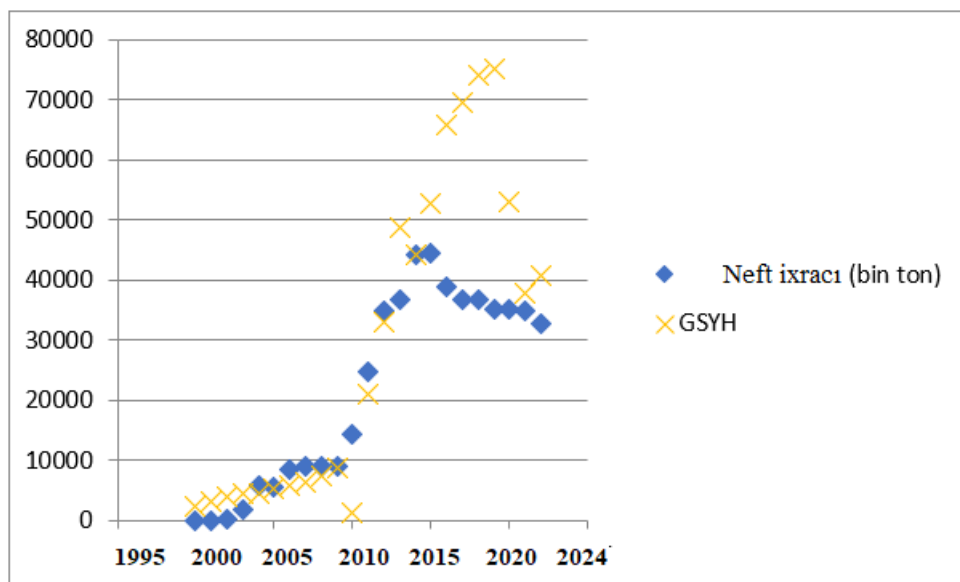
paylanmada olduğunu görürük. Buna görə də Pearson korrelyasiya analizindən istifadə edilmişdir. Korrelyasiya əmsalı kvadratı alındıqda və 100-ə vurulduqda iki dəyişən arasındakı dəyişkənliyin neçə faizinin izah olunduğunu təxmin etmək olar. Tədqiqatdan misal gətirmək üçün, $r_{xr} = R_2$, $R_2 = 0,86 \times 0,86 = 0,74$, ÜDM-in dəyişməsinin 74%-i NGE (təbii qaz ixracı) ilə izah olunur.

ÜDM və digər müstəqil dəyişənlər OE, EE, EC, NGE arasında müvafiq olaraq 0,59, 0,10, 0,74 korrelyasiya əmsalları tapılmış və ikitərəfli t-testinə görə 1% səviyyəsində statistik əhəmiyyətli olduğu müəyyən edilmişdir. Təbii qaz ixracı ilə ümumi daxili məhsul arasındakı əlaqə ən güclü korrelyasiya əlaqəsidir.

Dəyişənlərlə əlaqədar Scatter Plot Analizi

Səpələnmə diaqramı, rəqəm nöqtələrindən istifadə edərək iki dəyişən arasındakı əlaqəni göstərən qrafik təsvirdir. Yamac xətti mənfi meyilli olduqda, dəyişənlər arasında mənfi korrelyasiya əlaqəsinin olduğu, müsbət maillik olduqda isə dəyişənlər arasında müsbət korrelyasiya əlaqəsinin olduğu qənaətinə gəlinir. Ayrı-ayrı nömrə nöqtələri bir-birinə nə qədər yaxındırsa, korrelyasiya əlaqələri bir o qədər güclü olur və onlar bir-birindən uzaqlaşdıqca iki sıra arasındakı əlaqə yox olur. Tədqiqatda araşdırılan sıraların reqressiya xətti təxminləri tam nizamlı paylanmaya malik olmasa da, Pearson korrelyasiya analizinin nəticələri və səpilmə diaqramı üst-üstə düşür.

Qrafik 1. Pearson korrelyasiya analizinin nəticələri



ÜDM seriyası ilə peptid ixrac seriyası arasında müsbət və əhəmiyyətli əlaqə tapıldı. Reqressiya xətlərinə görə, ÜDM-in izah səviyyəsinin ən yüksəkdən ən aşağıya doğru neft ixracı olduğu müəyyən edilmişdir. Tapıntılar qrafikdə görünür.

Vahid Kök (Stationluq) Testləri

Zaman seriyası məlumatlarından istifadə edilən təhlillərdə seriyaların stasionar olması vacibdir. Qeyri-stasionar sıraların mövcudluğunda aparılan təhlillər nəticəsində Qrancer və Nyuboldun (1974) saxta reqressiya kimi təyin etdiyi vəziyyətlə qarşılaşa bilər. Saxta reqressiya zamanı yüksək R^2 və t statistikasına rast gəlinir. Bundan əlavə, ən kiçik kvadrlar qiymətləndiriciləri qurulmuş reqressiya tənliyində uyğun gəlmir (Enders, 2010: 196).

Seriyanın stasionar olması üçün müəyyən şərtlərə əməl edilməlidir. Ekonometrik analizdə istifadə olunan stasionarlıq anlayışı zəif stasionarlıqdır. Əgər seriyanın nə orta (μ), nə də avtokovariansları (γ_j) zamandan asılı deyilsə, Y_t prosesi kovariasiya stasionar və ya zəif stasionardır (Hamilton, 1994: 45). Bu iki şərti aşağıdakı kimi izah etmək olar:

$$E(Y_t) = \mu \quad \text{bütün } t \text{ üçün}$$

$$E(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu) = Y_j \text{ bütün } t \text{ və hər hansı } j \text{ üçün}$$

Əgər prosesin orta dəyəri βt kimi zamandan asılıdırsa, bu proses kovariasiya stasionar deyil. Prosesin kovariasiyanın stasionar olması üçün Y_t və Y_{t-j} arasındakı kovariasiya yalnız onlar arasındakı zaman fərqi təmsil edən j -dən asılı olmalıdır. Stasionar prosesdə kovariasiya bütün j -lər üçün qüvvədədir, $Y_j = Y_j$ (Hamilton, 1994: 46). Enders (2004) stasionar və qeyri-stasionar proseslər arasındakı fərqləri aşağıdakı kimi ümumiləşdirmişdir:

Stasionar zaman sıraları üçün şoklar müvəqqətidir. Zərbələrin təsiri zaman keçdikcə azalır və serialar uzunmüddətli orta səviyyələrinə qaydır. Stasionar seriyalar;

1. Sabit uzunmüddətli ortalama ətrafında dəyişiklikləri üçün orta tarazlıq səviyyələrinə qayıtmağa meyillidirlər.
2. Onlar zamanın təsiri ilə dəyişməyən daimi dispersiyaya malikdirlər.
3. Onların lag uzunluğu artdıqca azalan nəzəri korreloqramı var.

Qeyri-stasionar sıralar davamlı komponentlərə malikdir. Qeyri-stasionar zaman sıralarının orta və dispersiyaları zamandan asılıdır. Bu tip seriallarda;

1. Serialın geri dönə biləcəyi uzunmüddətli ortalama yoxdur.
2. Silsilənin dispersiyası zamandan asılıdır, yəni zaman sonsuza yaxınlaşdıqca, dispersiya da sonsuza yaxınlaşır.
3. Nəzəri avtokorrelyasiya azalmır, lakin sonlu nümunələrdə nümunə avtokorrelyasiyası yavaş-yavaş azalır.

Zaman sıralarının təhlilində seriyaların stasionar olub olmadığını müəyyən etmək çox vacibdir. Proses stasionar deyilsə, sadəcə cəbri modellə keçmiş və gələcək vasitəsilə zaman sıralarının zaman intervallarını təmsil etmək ümumiyyətlə çətindir (Sevüktekin və Nargeleçekenler, 2010: 57). Proses stasionardırsa, model qurmaq daha asan olur.

ADF Vahid Kök Testi

Stasionarlığı yoxlayarkən ən çox üstünlük verilən üsul vahid kök testidir. Fərz edək ki, aşağıdakı tənliyimiz var və y seriyası bu tənliyin köməyi ilə əldə edilir:

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

Burada ε_t sıfır orta, sabit dispersiya, sıradan asılı olmayan, ehtimal xəta terminidir. Belə bir səhv termini ağ səs səhv termini adlanır (Gujarati, 2001: 718). Bu tənlikdə a_1 -in 1-ə bərabər olub-olmaması və prosesin vahid kök ehtiva edib-etməməsi yoxlanılır. Əgər $a_1 = 1$ sıfır fərziyyəsini rədd etmək mümkün deyilsə, proses vahid kökdən ibarətdir. Lakin testi asanlaşdırmaq üçün hər iki tərəfdən Y_{t-1} -i çıxarsaq, aşağıdakı tənliyi əldə edirik:

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

Bu tənlikdə $p = a_1 - 1$. Bu halda əvvəllər $a_1 = 1$ olan sıfır hipotezi $p = 0$ olur. Dickey və Fuller (1979) öz tədqiqatlarında vahid kök testinin tətbiqində üç fərqli tənlikdən istifadə etmişlər (Enders, 2010: 196):

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

Bu, $p = 0$ sıfır hipotezinin etibarlı olduğu təsadüfi gediş prosesidir. Tənlikdə sabit müddət və xətti tendensiyanın olmadığı hallarda $p = 0$ fərziyyəsinin etibarlı olub-olmadığını müəyyən etmək üçün t -testi tətbiq edilir. Bununla belə, fərq yaradan məqam ondan ibarətdir ki, t -testi üçün istifadə olunan kritik dəyərlər regressiya tənliyinə sabit və ya trend əlavə etməklə dəyişir. Dickey və Fuller (1979) Monte Karlo tədqiqatları ilə $p = 0$ üçün kritik dəyərləri təyin etdi və onları sabit və meyilsiz model üçün τ , yalnız sabiti olan model üçün τ_μ və həm sabit, həm də trendli model üçün τ_{μ} adlandırdı (Enders, 2010: 196).

Səhv müddətində avtokorrelyasiya olduqda, yuxarıda verilmiş tənliyin sağ tərəfinə asılı dəyişənin gecikmiş qiymətlərini əlavə etməklə aşağıdakı tənlik əldə edilir:

$$\Delta Y_t = a_0 + p Y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Bu tənlik kimi hallarda Dikki-Fuller testi tətbiq edilsə, o, Genişləndirilmiş Dikki-Fuller (ADF) testi adlanır (Gujarati, 2001: 720). Lakin burada mühüm məqam gecikmələrin sayını düzgün müəyyən etməkdir. Lakin bütün zaman sıralarını birinci dərəcəli avtoregressiv proseslər kimi yazmaq mümkün olmadığından, s. Avtoregressiv prosesi nəzərə alsaq:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_{p-2} Y_{t-p+2} + a_{p-1} Y_{t-p+1} + a_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Genişləndirilmiş Dickey-Fuller testini izah etmək üçün $a_{p-1} Y_{t-p+1}$ əlavə edib çıxarsaq:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_{p-2} Y_{t-p+2} + (a_{p-1} + a_p) Y_{t-p+1} - a_p \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Bu tənlikdə $(a_{p-1} + a_p) Y_{t-p+2}$ əlavə edib çıxsaq:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + (a_{p-1} + a_p) Y_{t-p+2} - a_p \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Əldə edilir. Bu proses davam edərsə,

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Burada } p = -(1 - \sum_{i=2}^p a_i) \text{ və } \beta_i = -\sum_{j=1}^p a_j$$

Bu tənlikdə $p=0$ olarsa, proses vahid kök ehtiva edir (Enders, 2010: 215). Sıfır fərziyyə olaraq $p=0$ təyin olunduqda, tənlikdə sabit və trend olmadıqda τ kritik qiymətləri, yalnız sabit olduqda τ_μ və sabit və trend birlikdə olduqda $\tau_{\mu\tau}$ kritik qiymətlərindən bu fərziyyəni yoxlamaq üçün istifadə olunur.

Cədvəl 3. Artırılmış Dickey-Fuller Vahid Kök Prob Dəyərləri

DƏYƏRLƏR	DAXİL EDİLDİ	DAXİL+TREND
ÜDM	0,71	0,57
EE	0.18	0,45
OE	0.47	0,77
NGE	0,97	0.47

Dəyərlərə baxdıqda bütün dəyərlərin Prob dəyərlərinin 0,05-dən böyük olduğunu görürük. Bu, bizə bu dəyərlərin statik olmadığını göstərir.

Phillips Perron Vahid Kök Testi

1988-ci ildə Peter Charles Bonest Phillips və Pierre Perron tərəfindən nəşr olunan məqalə ilə hazırlanmış bu test, ADF vahid kök testindən fərqli olaraq struktur fasilələri nəzərə alır. PP vahid kök analizində səhv şərtlərinin bir-birindən zəif asılı olduğu və heterojen paylanmaya malik olduğu aşkar edilmişdir. Bu vahid kök analizində, ADF testində olduğu kimi avtokorrelyasiya problemini aradan qaldırmaq üçün asılı dəyişənin gecikmiş dəyərlərini tənliyin sağ tərəfinə qoymaq əvəzinə, test statistik dəyərləri Newey-West qiymətləndiricisi ilə optimal bant genişliyini tapmaqla düzəldilir.

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

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

Yuxarıda göstərilən tənliklərdə müvafiq olaraq sabit və sabit+trend regressiyalarında; ε_t səhv şərtləri, Y_t Stasionarlıq testinin tətbiq olunduğu dəyişən, ω_0 burada sabit termin, t trend, T isə müşahidələrin sayıdır. Phillips-Perron vahid kök testində, ADF testində olduğu kimi, sıfır hipotezi $H_0: \delta_1 = 0$ seriyası stasionar deyil (təsadüfi gediş) və alternativ

hipotez $H_0: \delta_1 \neq 0$ seriyasının stasionar olduğu (ağ səs-küy) fərziyyələri sınaqdan keçirilmişdir.

Cədvəl 4. Phillips-Perron Unit Root Test Probe Dəyərləri

DƏYƏRLƏR	DAXİL EDİLDİ	DAXİL+TREND
ÜDM	0.67	0.81
EE	0.17	0,45
OE	0.66	0,90
NGE	0,96	0.63

Cədvələ baxdığımızda, sabit və sabit trend nəticələrində bütün dəyişənlərin dəyərləri 0,05-dən böyük olduğu üçün seriyamızın stasionar olmadığını görürük.

DF-GLS Vahid Kök Testi

DF-GLS vahid kök analizi, 1996-cı ildə Elliot, Rothenberg və Stock tərəfindən nəşr olunan Vahid Kök Testinin Effektivliyinin Təhlili adlı məqalədə ADF testinin inkişafı ilə ortaya çıxdı. Bu testin üstünlüyü ondan ibarətdir ki, vahid kök analizi zəifləyir. Sözügedən illərdə Soytaş və Sarı (2006) və Yuan, Kang, Zhao və Hu (2008) tərəfindən aparılmış araşdırmalarda DF-GLS vahid kök testinin cədvəl kritik dəyərlərinin 50, 100 və 150 müşahidələr üçün uyğun olduğunu, lakin bu testin 40 və daha çox müşahidə üçün mənalı ola biləcəyini ifadə etmişlər, lakin qeyri-müəyyən nəticələr verir. Bu vahid kök testi yalnız sabit və sabit+trendli modellərin təhlilinə imkan verir. Tapılan DF-GLS test statistikasını Mackinnon (1996) cədvəlinin kritik qiymətləri ilə müqayisə etməklə sıfır fərziyyə qəbul edilir və ya rədd edilir. Hipotezlər ADF və PP testlərinə bənzər şəkildə qurulur, əgər DF-GLS test statistikasını Mackinnon (1996) cədvəlinin kritik qiymətindən kiçikdirsə, sıfır hipotezi qəbul edilir, daha böyükdürsə, rədd edilir.

Cədvəl 5. Dickey-Fuller GLS Unit Root Test Probe Dəyərləri

DƏYƏRLƏR	DAXİL EDİLDİ	DAXİL+TREND
ÜDM	0.39	0.04
EE	0.03	0.02
OE	0.21	0,06
NGE	0.21	0,06

Cədvəlimizdə ÜDM, neft ixracı və təbii qaz ixracı üzrə daimi məlumat nəticələrinin 0,05-dən yüksək olduğu müşahidə edilir. Beləliklə, bu dəyərlərin statik olmadığını görürük. Bu dəyərlərin əksinə olaraq, elektrik enerjisinin ixrac dəyərlərinin sabit olduğu müşahidə edilmişdir. Sabit tendensiya nəticələri tədqiq edildikdə, ÜDM və elektrik enerjisi ixracı test nəticələrinin p dəyərinin 0,05-dən az olduğu müşahidə edilir. Bu, bu dəyərlərin sabit trend nəticələri baxımından sabit olmadığını göstərir.

Johansen-Juselius Kointeqrasiya Testi

Stasionar olan dəyişənlərdə uzunmüddətli məlumat itkisi var və yalnız qısamüddətli əlaqələr müşahidə oluna bilər. Bu itkini aradan qaldırmaq üçün zaman sıralarının təhlilində dəyişənlər arasında uzunmüddətli əlaqələri müəyyən etmək üçün kointeqrasiya təhlilləri aparılır. JJ kointeqrasiya testi (1990) eyni vaxtda bir çox dəyişəni təhlil etmək qabiliyyətinə görə Engle-Grange testindən üstündür. Digər bir üstünlük ondan ibarətdir ki, əgər X və Y kimi iki dəyişən arasında kointeqrasiya olarsa, bu metod Z dəyişəninin X və Y üzərində reqressiyası ilə aparılacaq testləri təxmin edə bilər, Engle-Granger metodu isə bunu edə bilməz. JJ kointeqrasiya təhlili VAR modelinə əsaslanır (Sevüktekin və Çınar, 2014: 581). VAR modelinin optimal gecikmə uzunluğu da bu kointeqrasiya testində vacibdir. Cədvəl 16 JJ kointeqrasiya testi və 4-dəyişən modeli üçün optimal gecikmə uzunluğu test nəticələrini göstərir. Tək dəyişənli modellər üçün optimal gecikmə uzunluğunun 1 olduğu müəyyən edilmişdir.

Cədvəl 6. JJ Kointeqrasiya Testinin Optimal Gecikməsi (EE-OE-NGE-GDP)

Gecikmə	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-744.4109	N.A.	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*

Nəticələrə baxdığımızda ən çox ulduzun olduğu gecikmənin 3-cü Gecikmə olduğunu görürük. Beləliklə, modelimiz üçün ən uyğun gecikmə uzunluğunun 3-cü gecikmə olduğunu görürük. Bu nəticə ilə testimizin birinci mərhələsini başa vurduq. Növbəti addımda kointeqrasiya testinin nəticələrinə baxsaq görürük ki, p ehtimal dəyərlərimiz Yox və Ən çox 1 nəticədə 0,05-dən azdır. Bu halda H_0 rədd edilir. H_0 rədd edildikdə, kointeqrasiya tənliyini qura biləcəyimizi söyləyə bilərik. Bütün bu nəticələrə nəzər saldıqda deyə bilərik ki, kointeqrasiya və kointeqrasiya var.

Yoxdur *	0.910102	93.24441	55.24578	0.0000
Ən çoxu 1*	0.809745	45.06293	35.01090	0,0031
Ən çoxu 2	0.442661	11.87510	18.39771	0.3184
Ən çoxu 3	0,009131	0.183454	3.841466	0.6684

Daxili dəyişənlərin N sayı X üçün müəyyən edilmişdir. K gecikmə ilə JJ kointeqrasiya testi üçün təxmin edilən VAR modeli aşağıda göstərilmişdir. Tənlikdə β Bu $(n \times n)$ ölçülü parametrlər vektorudur.

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

Kointeqrasiya təhlilini aparmazdan əvvəl dəyişənlərin stasionarlıq səviyyələrini müəyyən etmək lazımdır. Həm Engle-Grange (1987), həm də Johansen-Juselius (1990) kointeqrasiya testlərində seriyaların inteqrasiya dərəcələri eyni olmalıdır. Bu testdən əvvəl həyata keçirilən ADF, PP və DF-GLS vahid kök testləri nəticəsində dəyişənlərin $I(1)$ olduğu aşkar edilmiş və JJ kointeqrasiya analizini tətbiq etmək mümkün olmuşdur. Bu kointeqrasiya təhlilində neçə kointeqrasiya vektorunun olduğunu müəyyən etmək üçün iz və maksimum öz dəyər statistikəsindən istifadə edilir. İz və maksimum öz dəyər statistikasının hesablanması üçün düsturlar aşağıda verilmişdir.

$$\Lambda \text{Trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^u \lambda_i (1 - \lambda_i) \text{öz dəyər}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \dots \dots \dots$$

Yuxarıdakı tənlikdəki r kointeqrasiya edilmiş vektorların sayını göstərir. İz statistikasında sıfır fərziyyə kointeqrasiya edilmiş vektorların sayının r və ya r -dən az olduğunu, alternativ fərziyyə isə daha çox kointeqrasiya edilmiş vektorların olduğunu bildirir.

Maksimum xüsusi dəyər statistikası üçün fərqli test tətbiq edilir, sıfır fərziyyə kointeqrasiya edilmiş vektorların sayının r -ə bərabər olmasıdır, alternativ fərziyyə r -dən bir çox kointeqrasiya vektorunun olduğunu bildirir.

İz statistikasının və maksimum öz dəyər statistikasının dəyərləri sıfır fərziyyəni qəbul etmək və ya rədd etmək üçün Johansen-Juselius (1990) və Osterwald-Lenum (1992) tərəfindən hazırlanmış cədvəlli kritik dəyərlərlə müqayisə edilir. Əgər həm iz, həm də öz dəyər statistikası cədvəlin kritik dəyərlərindən kiçikdirsə, sıfır hipotezi qəbul edilir, əks halda isə rədd edilir.

Qrancer Səbəb Təhlili

ÜDM dəyişəni ilə digər dörd enerji istehlakı arasında qısamüddətli səbəb əlaqəsini araşdırmaq üçün 1996-cı ildə Dolado və Lütkepohl tərəfindən hazırlanmış DL-VAR analizi MWALD testindən istifadə edərək bu işdə tətbiq edilmişdir.

Dolado-Lütkepohl səbəb-nəticə analizinin ən mühüm üstünlüyü ondan ibarətdir ki, dəyişənlər arasında səbəb əlaqəsini araşdırarkən vahid kök testlərini nəzərə almır (Booth və Ciner, 2005: 464). Bu VAR analizinin digər üstünlüyü ondan ibarətdir ki, dəyişənlər arasında hər hansı bir kointegrasiya olub-olmaması barədə məlumat tələb olunmadan tətbiq oluna bilər.

Məhdud məlumatlarla həyata keçirilən Qrancer səbəbliliyinə əsaslanan F-testləri yanlış nəticələr verə bilər. $I(1)$ səviyyəsində stasionar olduğu aşkar edilən dəyişənlərlə həyata keçirilən standart Qrancer səbəbiyyət testində, dəyişənlər ilk fərqdə sınaqdan keçirildiyi üçün məlumat itkisi baş verir. Birincisi, optimal gecikmə uzunluğuna malik VAR(p) modeli SIC meyarından istifadə etməklə qiymətləndirilir. Daha sonra VAR (p+1) modeli təxmin edilir və dəyişənlər üzərində təkmilləşdirilmiş MWALD testi aparılır. İkinci mərhələdə Wald testi p+1 əmsallarına deyil, ilk p əmsallarına tətbiq edilir. Dolado-Lütkepohl səbəb-nəticə analizində ən mühüm mərhələ birinci mərhələdir, çünki səbəbiyyət təhlili gecikmələrin sayına həssasdır (Şentürk və Akbaş, 2012: 48-49).

Əgər dəyişənlər $I(1)$ səviyyəsində stasionardırsa, p-lag VAR modeli p+1 lag ilə qiymətləndirilir. Qiymətləndirmə nəticəsində yaranan model 1-ci lag p-dən formalaşır. Gecikməyə qədər dəyişənlərə asimptotik xassələrə malik MWALD testi tətbiq edilir. Hər üç tənlikdə optimal gecikmə uzunluqları $p = 2$ olaraq tapıldı və +1 gecikmə uzunluğu əlavə edildi və üç gecikmə VAR modeli təxmin edildi. Laqların p olaraq götürülməsi ilə tətbiq edilən dəyişdirilmiş Wald testinin nəticələrinə görə, motorizədə göstərilən bütün dəyişənlərin faiz səbəblilik əmsallarının 0-dan fərqli olduğu və onların cəminin 3 lag üçün statistik əhəmiyyətli olduğu müəyyən edilmişdir. Aşağıda verilmiş DL Granger səbəbiyyət təhlili nəticələrinə əsasən, EE, OE, NGE və ÜDM-ə qarşı birtərəfli müsbət və statistik əhəmiyyətli səbəb əlaqəsi müəyyən edilmişdir.

Asılı dəyişən: ÜDM

İstisna edilib	Chi-kv	df	Prob.
EE	0.060608	2	0,9702
NGE	5.707943	2	0,0576
OE	9.763127	2	0,0076
Hamısı	18.91235	6	0.0043

ÜDM-i asılı dəyişən kimi gördüyümüz yuxarıdakı cədvəldə Təbii Qaz İxracının və Neft İstehlakının p dəyərlərinə baxsaq, onların 0,05-dən az olduğunu görürük. Yəni H_0 rədd edilir və alternativ H qəbul edilir. Beləliklə, təbii qaz ixracı və neft ixracı ÜDM-in səbəbidir. Elektrik enerjisinin ixrac dəyərinə baxdığımızda p dəyərinin 0,05-dən böyük olduğunu görürük. Beləliklə, H_0 qəbul edilir. Elektrik enerjisinin ixracı nəzəri olaraq ÜDM-in səbəbi olsa da, statistik olaraq, səbəb deyil.

Asılı dəyişən: EE

İstisna edilib	Chi-kv	df	Prob.
ÜDM	10.39270	2	0,0055
NGE	2.602018	2	0.2723
OE	2.684772	2	0.2612
Hamısı	29.80778	6	0.0000

Nəticələrə baxdıqda asılı dəyişən Elektrik enerjisinin ixracıdır. Təbii qaz ixracı və neft ixracının ehtimal qiymətləri 0,05-dən çox olduğundan, $H=0$ hipotezi qəbul edilir. Başqa sözlə, bu dəyişənlərlə Elektrik enerjisinin ixrac dəyişəni arasında heç bir səbəb əlaqəsi yoxdur.

Bununla belə, ÜDM dəyişəninə ehtimal dəyəri 0,05-dən azdır. Beləliklə, H_0 hipotezi rədd edilir. ÜDM elektrik enerjisi ixracının səbəbidir.

Asılı dəyişən: NGE

İstisna edilib	Chi-kv	df	Prob.
EE	14.47358	2	0.0007
ÜDM	12.85406	2	0,0016
OE	39.70186	2	0.0000
Hamısı	43.83961	6	0.0000

Burada təbii qaz ixracı bizim asılı dəyişənimizdir. Elektrik enerjisi ixracı, neft ixracı və ÜDM-in ehtimal dəyərlərinə nəzər salsaq, onların 0,05-dən az olduğunu görürük. Buradan $H=0$ hipotezi rədd edilir. Bu dəyişənlərin təbii qaz ixracı ilə səbəb əlaqəsi olduğunu deyə bilərik. Yuxarıdakı nəticələrdən də müəyyən etdik ki, ÜDM ilə təbii qaz ixracı arasında səbəb əlaqəsi var. Beləliklə, ÜDM ilə Təbii Qaz ixracı arasında iki istiqamətli səbəb əlaqəsi olduğunu deyə bilərik.

Asılı dəyişən: OE

İstisna edilib	Chi-kv	df	Prob.
EE	1.730398	2	0.4210
ÜDM	0.366946	2	0.8324
NGE	2.900992	2	0.2345
Hamısı	5.766759	6	0,4498

Bu nəticələrə əsasən deyə bilərik ki, asılı dəyişənimiz, neft ixracı, elektrik enerjisi ixracı, təbii qaz ixracı və ÜDM arasında heç bir səbəb əlaqəsi yoxdur. Elektrik enerjisi ixracı, təbii qaz ixracı və ÜDM dəyişənlərinin ehtimal dəyərləri 0,05-dən böyükdür. Burada H_0 hipotezi rədd edilir və H alternativ hipotezi qəbul edilir. Yəni dəyişənlər arasında səbəb-nəticə əlaqəsi yoxdur.

SUR (Əlaqəsiz Görünən Regressiya)

Zellner (1962) tərəfindən hazırlanmış zahirən əlaqəli olmayan regressiya (SUR) metodu səhv şərtlərinin əlaqəli olduğu tənliklərdə daha yaxşı nəticələr verir. Bu metodun əsası Ümumiləşdirilmiş Ən Kiçik Kvadratlar Metoduna (LEM) əsaslanır. Baxmayaraq ki, LMS metodu ilə təxmin edilən regressiyalar qərəzsiz və ardıcıl təyin oluna bilər, lakin onların səmərəsiz qiymətləndiriciləri ola bilər. SUR metodu ilə səhv şərtləri ilə əlaqəli tənliklərdə təxmin edilən regressiyanın effektiv olmasını təmin etmək də mümkündür. Bu tənlikdə səhv şərtləri normal paylanmaya malikdir və onların gözlənilən dəyərləri sıfırdır. Bu işdə standart OLS metodu əvəzinə SUR metodundan istifadə edilməsinin səbəbi bu üsulla təxmin edilən regressiya tənliyinin daha effektiv olması və real nəticələr verməsidir.

Ümumiləşdirilmiş impuls-cavab funksiyaları

Təsir-Reaksiya Təhlili sistemdəki hər bir dəyişənə öz növbəsində verilən şoklara həm müvafiq dəyişənin, həm də digərlərinin reaksiyalarını ölçmək üçün istifadə edilən bir üsuldur. Beləliklə, gələcəkdə baş verə biləcək şoklar nəticəsində digər dəyişənlərin hansı vəziyyətdə olacağını və necə reaksiya verəcəyini təxmin etmək mümkün olacaq. Sistemdəki dəyişənlər stasionar olduğundan, başlanğıcda verilən şokun təsiri bir müddət sonra bitəcək. Buna görə də seriyanın stasionar olması vacibdir. Seriya sabit deyilsə, şokların təsiri davamlı olaraq davam edəcək və şoka reaksiyalar etibarlı şəkildə ölçülməyəcəkdir (Bozkurt: 2007, 94).

İmpuls-cavab təhlili struktur şoklar üzərində qurulmuş bir texnikadır və buna görə də dəyişənlər arasında Qrancer səbəb əlaqəsinin olması vacibdir. Əgər X dəyişəni Y dəyişəninə

səbəb olursa, X-ə vahid zərbə (bir standart sapma) Y-yə heç bir təsir göstərməyəcək. Bu səbəbdən ilk növbədə dəyişənlər arasında səbəb əlaqəsi müəyyən edilir və dəyişənlərin daxili-xarici vəziyyəti nəzərə alınır (Bozkurt: 2007, 94).

Ümumiləşdirilmiş Variasiya Parçalanma Təhlili

Qeyri-məhdud VAR modelləri həddindən artıq parametrləşdirildikdə qısamüddətli proqnozlar üçün yararsız olur. Bununla belə, proqnoz səhvlərinin xüsusiyyətlərini başa düşmək və dəyişənlər arasında qarşılıqlı əlaqəni aşkar etmək üçün hələ də çox faydalıdır. $A_0 V \hat{A}_1$ Fərz edək ki, əmsallar məlumdur və müşahidə olunur X_t dəyərlərdən istifadə etməklə X_{t+i} şərti proqnoz vermək lazımdır. X_{t+i} Şərti gözlənilən dəyəri aşağıdakı kimi yazıla bilər (Walter: 2010, 310):

$$E_{t+i}X_{t+i} = A_0 + A_1 E_{t+i}X_{t+i}$$

Bir müddətdən sonra proqnoz xətası $X_{t+1} - E_{t+1}X_{t+1} = \varepsilon_{t+1}$ olduqda, iki dövr üçün aşağıdakı nəticə əldə edilir:

$$X_{t+2} = A_0 + A_1 X_{t+1} + \varepsilon_{t+2}$$

Burada şərti gözlənilən dəyəri götürsək:

$$E_{t+2}X_{t+2} = (I + A_1)A_0 + A_1 E_{t+2}X_{t+2}$$

İki dövrdən sonra proqnoz xətası $\varepsilon_{t+2} + A_1 \varepsilon_{t+1}$ -dir. n müddətdən sonra:

$$E_{t+n}X_{t+n} = (I + A_1 + A_1^2 + \dots + A_1^{n-1})A_0 + A_1^n E_{t+n}X_{t+n}$$

Bunun üçün qiymətləndirmə xətası:

$$\varepsilon_{t+n} + A_1 \varepsilon_{t+n-1} + A_1^2 \varepsilon_{t+n-2} + \dots + A_1^{n-1} \varepsilon_{t+1}$$

MA qeydindən istifadə etdikdə bu bərabərliyi aşağıdakı kimi göstərmək olar;

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

Beləliklə, n-dövr proqnoz xətası, $X_{t+n} - E_{t+n}X_{t+n} = \varepsilon_{t+n} - \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+i}$ şəklindədir. $\mu \in \mathbb{N}$ dövrdən sonra seriya üçün proqnoz xətası:

$$y_{t+n} - E_{t+n}y_{t+n} = \phi_{11}(0)\varepsilon_{yt+n} + \phi_{11}(1)\varepsilon_{yt+n-1} + \dots + \phi_{11}(n-1)\varepsilon_{yt+1}$$

y_{t+n} Proqnoz xətasının n müddətdən sonra dispersiyasını $\sigma_y(n)^2$ adlandırsaq:

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

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

$\phi_{jk}(i)^2$ -nin heç bir dəyəri mənfi olmadığı üçün n artdıqca proqnozlaşdırma xətasının dispersiyası da artır. Hər bir sarsıntı üçün proqnoz xətasının dispersiyasını n dövr qabaqlamaq mümkündür. ε_{yt} və ε_{zt} seriyalarındakı şoklar üçün $\sigma_y(n)^2$ nisbətləri müvafiq olaraq aşağıdakı kimidir:

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

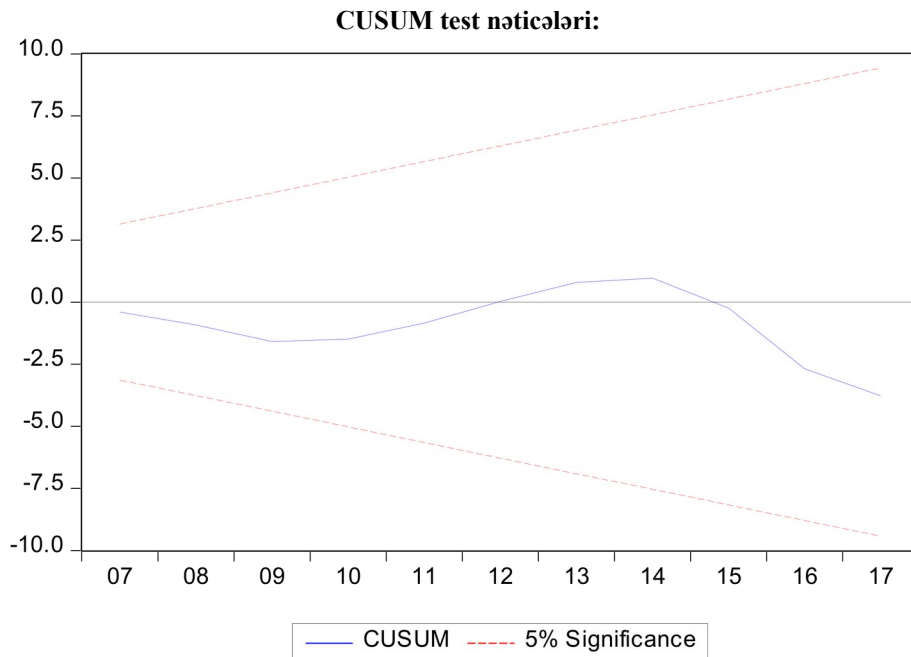
$$\sigma_z^2 = \frac{[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2}$$

Proqnoz xətası dispersiyasının parçalanması seriyanın öz şokları və digər dəyişənin şokları ilə mütənəşib hərəkətini verir. Əgər sarsıntılar seriyanın proqnoz xətasına izahedici təsir göstərmirsə, seriyanın ekzogen olduğunu söyləmək olar. Zərbələr seriyanın bütün qiymətləndirmə xətalarını izah edərsə, o zaman seriya tamamilə endogendir. Bundan əlavə, dispersiyada dəyişənlərin sırası nəticələrin dəyişməsinə səbəb olduğundan, ümumiləşdirilmiş dispersiya parçalanması Peseran və Shin (1998) tərəfindən hazırlanmışdır.

3.1.5.4 CUSUM Testi

Brown və digərləri (1975) tərəfindən təklif olunan CUSUM və CUSUM-Q testləri qısamüddətli dinamika ilə bağlı səhvlərin düzəldilməsi müddətinin əldə edilməsində istifadə olunan uzunmüddətli əmsalların sabitliyini ölçmək üçün istifadə olunur. CUSUM testi n müşahidə dəsti ilə əlaqəli kumulyativ xəta şərtlərinə əsaslanır və 5 faiz əhəmiyyətini göstərən iki kritik xətt arasında çəkilir. Dolado-Lütkepohl səbəblilik testində səhv şərtləri ilə bağlı Şəkil 21-də göstərilən CUSUM test statistikəsindən əldə edilən ayrılar 5 faiz əhəmiyyətliliyi göstərən etimad intervalları arasında olduğundan, təxmin edilən əmsalların uzunmüddətli perspektivdə sabit olduğunu söyləmək olar.

Qrafik 3.1.1



Qrafikə baxanda görürük ki, heç bir fasilə yoxdur.

Nəticə

Dəyişənlərin təsviri statistikasını tədqiq edildikdə, bütün dəyişənlər normal paylanmaya malikdir. İki tərəfli t-testindən istifadə edilən Pearson korrelyasiya analizində bütün dəyişənlərin bir-biri ilə 1% əhəmiyyətlik səviyyəsində əlaqəli olduğu aşkar edilmişdir.

Stasionarlıq analizində tədqiqatda üç vahid kök testi tətbiq edilmişdir: Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron və DF-GLS. Hər birinin özünəməxsus üstünlükləri olan bu vahid kök testlərində müəyyən edilmişdir ki, bütün dəyişənlər öz səviyyəsində vahid kökə malikdir və birinci fərqdə stasionar deyildir. Vahid kök testlərindən sonra ikidəyişənli və çoxvariantlı modellər üçün Johansen-Juselius kointeqrasiya təhlili tətbiq edilmişdir. Çoxdəyişənli modellərdə SIC məlumat meyarının dəyərinin eyni olduğu aşkar olunduğundan, müvafiq olaraq sabit və sabit+trendli 3-cü və 4-cü modellər sınaqdan keçirilmişdir. Həm ikidəyişənli, həm də çoxdəyişənli modellərdə iz və xüsusi dəyər statistikasının cədvəlin kritik dəyərlərindən kiçik olduğu və dəyişənlər arasında heç bir kointeqrasiya tapılmadığı aşkar edilmişdir.

Uzun müddətdə dəyişənlər arasında heç bir əlaqə tapılmadığından, qısamüddətli əlaqələri araşdırmaq üçün Dolado-Lütkepohl VAR analizi tətbiq olundu, reqressiya tənliklərini zahirən əlaqəsiz reqressiya (SUR) metodu ilə qiymətləndirdi.

Dolado-Lütkepohl VAR analizinin nəticələrinə görə nəqliyyat fəaliyyətləri, neft istehlakı, elektrik enerjisi istehlakı, ümumi ilkin enerji istehlakı və adambaşına düşən ümumi ilkin enerji istehlakı nəticəsində yaranan karbon dioksid emissiyalarından ümumi daxili məhsula birtərəfli səbəb əlaqəsinin olduğu müəyyən edilmişdir. Wald testlərində tapılan səbəb-nəticə əmsallarının beş müstəqil dəyişən üçün müsbət olduğu və əhəmiyyətlik testləri

nəticəsində statistik cəhətdən əhəmiyyətli olduğu aşkar edilmişdir. CUSUM testlərində, AR kökləri analizində SUR tənliyinin struktur qırılmaların olmadığı və VAR modelinin sabit olduğu qənaətinə gəlini və aparılan diaqnostik testlərlə bu tənliklərdə avtokorrelyasiya və heteroskedastiklik problemlərinin olmadığı müəyyən edildi və modellər nəticələrin etibarlı olduğu sübut edilmişdir.

Nəticələrə görə, tədqiqatda istifadə olunan dəyişənlərin hər birindən, yəni elektrik enerjisi ixracı (EE), neft ixracı (OE) və təbii qaz ixracı (NGE) ilə ümumi daxili məhsula (ÜDM) birtərəfli, müsbət və statistik əhəmiyyətli səbəb əlaqəsi müəyyən edilmişdir. Enerji istehlakına əsaslanan artım hipotezinin Azərbaycan üçün keçərliliyi söyləmək olar.

Empirik tədqiqatın nəticələrini nəzərə alaraq, Azərbaycan iqtisadiyyatı üçün enerji ixracının təşviq edilməsi tövsiyə olunur. Təkcə enerji ixracının təmin edilməsi deyil, həm də bu enerji ixracının davamlılığını təmin edəcək enerji təchizatının təhlükəsizliyinin təmin edilməsi vacibdir.

KAYNAKÇA

- ACAR, Ç. (2007), Petrol ve Doğalgaz, ODTÜ Yayıncılık, Ankara. ACAR, Yalçın, (2002), İktisadi Büyüme ve Büyüme Modelleri, Vipaş Yayıncılık, Bursa.
- BP, (2015), Statistical Review of World Energy, <http://www.bp.com/content/dam/bp/pdf/Energy-economics/statistical-review-2015/bp-statistical-review-of-world-energy2015-full-report.pdf>(29.04.2017).
- ETKB (Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı). ETKB Web Sitesi: <<http://www.enerji.gov.tr>
- Federal Institute for Geosciences and Natural Resources. IEA (International Energy Agency).
- AKÇAY, B. (2009), “The Case of Nuclear Energy in Turkey: From Chernobyl to Akkuyu Nuclear Power Plant”, Energy Sources, Part B, 4(4)
- IEA (International Energy Agency). World Energy Outlook 2024. Paris.
- MEDLOCK, Kenneth B. ve Ronald SOLIGO; (2001), “Economic Development and End-Use Energy Demand”, The Energy Journal, 22(2), ss. 77-105.
- ALTINAY, Galip ve Erdal KARAGÖL; (2004), “Structural Break, Unit Root, and the Causality Between Energy Consumption and GDP in Turkey”, Energy Economics, 26, ss. 985-994.
- YAPRAKLI, S. ve Yurttaçıkılmaz, Z. Ç. (2012), “Elektrik Tüketimi ile Ekonomik büyüme Arasındaki Nedensellik: Türkiye Üzerine Ekonometrik Bir Analiz”, CÜ İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 13(2).
- STERN, David Ian (1997), “Limits to Substitution and Irreversibility in Production and Consumption: A Neoclassical Interpretation of Ecological Economics”, Ecological Economics, 21.
- STERN, D. ve Cleveland, Cutler J. (2004), “Energy and Economic Growth”, Department of Economics, Rensselaer Polytechnic Institute, Working Paper No. 0410.
- AYRES, R. U. (2013), “The Underestimated Contribution of Energy to Economic Growth”, Structural Change and Economic Dynamics, 27, 79-88.
- AYRES, Robert U. ve Warr, Benjamin (2009), The Economic Growth Engine: How Energy and Work Drive Material Prosperity, Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Sorrell, S. ve Dimitropoulos J. (2007) “UKERC Review of Evidence for the Rebound Effect: Technical Report 5: Energy, productivity and economic growth studies”. UKERC Report UKERC/WP/TPA/2007/013. UKERC.
- Ockwell, D. G. (2008) “Energy and economic growth: Grounding our understanding in physical reality”, *Energy Policy*, 36: 4600–4604.
- Stern, D.I. ve C. J. Cleveland (2004) “Energy and Economic Growth”, *Rensselaer Working Papers in Economics*, No: 0410
- Cleveland, C. J., R. Costanza, C. A. S. Hall ve R. K. Kaufmann (1984) “Energy and the U.S. economy: A biophysical perspective.” *Science*, 225: 890-897.

- Sorrell, S. ve Dimitropoulos J. (2007) “UKERC Review of Evidence for the Rebound Effect: Technical Report 5: Energy, productivity and economic growth studies”. UKERC Report UKERC/WP/TPA/2007/013. UKERC.
- Hall, C. A. S., C. J. Cleveland ve R. K. Kaufmann, (1986), *Energy and Resource Quality: The Ecology of the Economic Process.*, Wiley Interscience, New York.
- Akyüz, Y. (2009) *Sermaye Bölüşüm Büyüme*, Eflatun Yayınevi, İstanbul.
- Saunders, H. D., (2007), 'Fuel conserving (and using) production function', Working Paper, Decision Processes Incorporated, Danville, CA.
- Michael P. CROGSANT and Bülent ARAS: *Oil and Geopolitics in the Caspian Sea Region*. July
- Sabit BAGIROV: *AZERBAIJANI OIL: GLIMPSES OF A LONG HISTORY*.2012. <http://sam.gov.tr>
- STİGLİTZ, J. E. (2009), “GDP Fetishism”, *The Economists' Voice*6(8).
- AYRES, R. U. (2013), “The Underestimated Contribution of Energy to Economic Growth”, *Structural Change and Economic Dynamics*, 27, 79-88.
- ASAFU-ADJAYE, John (2000), “The Relationship Between Energy Consumption, Energy Prices and Economic Growth: Time Series Evidence from Asian Developing Countries”, *Energy Economics*, 22(6).