

## Qeyri-neft sektoruna investisiyaların ümumi daxili məhsulun artımına təsirinin ekonometrik qiymətləndirilməsi

Ceyhun ABBASOV,  
Mərkəzi Bankın  
Statistika  
departamentinin  
Real sektorun  
monitorinqi şöbəsinin  
kiçik mütəxəssisi

*Azərbaycan Respublikası sovet imperiyasının tərkibindən çıxdıqdan sonra öz müstəqil iqtisadi siyasətini həyata keçirməyə başlamışdır. Xalqın sərvəti sayılan neft bu baxımdan xüsusi əhəmiyyətə malikdir. Belə ki, dövlət neft amilindən istifadə etməklə həm iqtisadi müstəqilliyə, həm də iqtisadi inkişafa nail olmuşdur. Lakin məlumdur ki, iqtisadiyyatın neftdən asılılığı çox da arzuolunan deyil. Ona görə də iqtisadiyyatın neftdən asılılığının azaldılması və qeyri-neft sektorunun inkişaf etdirilməsi iqtisadi siyasətin əsas məqsədlərindən biridir. İşin əsas məqsədi qeyri-neft sektoruna investisiyaların ÜDM-in artımına hansı formada təsir etdiyinin və bu təsirin riyazi şəklinin müəyyənləşdirilməsindən ibarətdir. Müşahidə dövrü kimi 2001-ci ilin 1-ci rübündən 2009-cu ilin 4-cü rübünə kimi olan dövr götürülmüşdür.*

Əvvəlcə statistik göstəriciləri təhlil etməklə ümumi bir mənzərə ilə tanış olaq. 2002-ci ildə bütün maliyyə mənbələri hesabına iqtisadiyyatın və sosial sahələrin inkişafına 2058560.0 min manat investisiya yönəldilmişdir ki, bu da əvvəlki illə müqayisədə 82.2 faiz çox olmuşdur. Ümumi investisiyanın 31.5 faizi, yəni 648446.4 min manatı qeyri-neft sektorunun inkişafına yönəldilmişdir. 2003-cü ildə cəmi investisiyalar 3561900.0 min manat olmuşdur. Bu keçən illə müqayisədə 71.2 faiz çox olmuşdur. Cəmi investisiyanın 23.8 faizi, yəni 847732.2 min manatı qeyri-neft sektorunun inkişafına yönəldilmişdir. Anoloji olaraq 2008-ci ilə kimi statistikanı izləmək üçün cədvəl 1-ə nəzər salaq.

Cədvəldən görüldüyü kimi qeyri-neft sektoruna investisiya yatırımı illər üzrə artan sıraya malikdir. Eyni zamanda görmək olar ki, ilk illərdə qeyri-neft sektoruna investisiyaların cəmi investisiyalarda payı 20 %-dən 30 % -ə qədər dəyişirsə, sonrakı illərdə bu göstərici 50%-ə yaxın olmuşdur. Hətta 2008-ci ildə bu göstərici 60% həddi keçmişdir. Belə bir qənaətə gəlmək olar ki, dövlət iqtisadi inkişafın ağırlıq mərkəzinin neft sektorundan qeyri-neft sektoruna keçirilməsi yönündə investisiya amilindən əhəmiyyətli dərəcədə istifadə edir.

Bu baxımdan qeyri-neft sektoruna investisiyalarla ÜDM-in həcmi arasında asılılığın müəyyən edilməsini əhəmiyyətli hesab

**Cədvəl 1. İnvestisiyalar və onun artım dinamikası (min manatla)**

İllər	Cəmi investisiya	Keçən illə müqayisədə cəmi investisiyanın artımı %-lə	O cümlədən qeyri-neft sektoruna investisiyalar	Qeyri-neft sektoruna investisiyaların cəmi investisiyalarda payı %-lə	Keçən illə müqayisədə qeyri-neft sektoruna investisiyaların artımı %-lə
2002	2058560,0	75,8	648446,4	31,5	33,9
2003	3561900,0	73,0	847732,2	23,8	30,7
2004	4839320,0	35,9	1156597,5	23,9	36,4
2005	5424300,0	12,1	1594744,2	29,4	37,9
2006	5751103,6	6,0	2277437,0	39,6	42,8
2007	6774800,0	17,8	3318200,0	49,0	45,7
2008	9073600,0	33,9	6268600,0	69,1	88,9

**Mənbə:** Azərbaycan Respublikasının Dövlət Statistika Komitəsinin "Sosial İqtisadi İnkişaf" aylıq statistik məcmuəsi.

etmək olar. Belə bir asılılığın şəklini ekonometrik üsullarla müəyyən etmək mümkündür. Bu üsullardan biri ən kiçik kvadratlar üsuludur. Əvvəlcə aşağıdakı işarələməni aparaq:

$$\ddot{U}DM = y, \quad QNSI = x.$$

Tutaq ki, asılılığın şəkli

$$y = c_1 + c_2x \quad (1)$$

kimidir. Hesablamaların sadəliyi üçün köməkçi cədvəl tərtib edilmişdir.

Cədvəl 2.

rüblər	Y	x
2001:1	1068120,0	85536,2
2001:2	1048760,0	89027,8
2001:3	1556040,0	91696,6
2001:4	1651040,0	218008,3
2002:1	1167460,0	211020,6
2002:2	1282380,0	98745,0
2002:3	1576140,0	169321,6

rüblər	Y	x
2002:4	1894420,0	169359,2
2003:1	1477460,0	112512,2
2003:2	1604260,0	112090,3
2003:3	1980500,0	188109,4
2003:4	1948460,0	435020,3
2004:1	1609760,0	167585,9
2004:2	2094440,0	266579,5
2004:3	2233620,0	346870,6
2004:4	2436680,0	356864,0
2005:1	2131480,0	208680,0
2005:2	2769540,0	386880,0
2005:3	3279560,0	391280,0
2005:4	3695020,0	607904,2
2006:1	3223000,0	306500,0
2006:2	3923400,0	701400,0
2006:3	5583800,0	674600,0
2006:4	5005600,0	594937,0
2007:1	5145400,0	400500,0

rüblər	Y	x
2007:2	5527000,0	696400,0
2007:3	5935600,0	905300,0
2007:4	8620100,0	1316000,0
2008:1	8209000,0	698100,0
2008:2	10296700,0	1540900,0
2008:3	11864700,0	1958200,0
2008:4	7635300,0	2071400,0
2009:1	6741800,0	1214600,0
2009:2	7545900,0	1200600,0
2009:3	9139400,0	1437000,0
2009:4	11151600,0	1521900,0

Mənbə: Azərbaycan Respublikasının Dövlət Statistika Komitəsinin "Sosial İqtisadi İnkişaf" statistik məcmuəsi.

Vektor şəklində olan (1) asılılığını tənliklər şəklində göstərə bilərik.

$$y_1 = c_1 + c_2 x_1,$$

$$y_2 = c_1 + c_2 x_2,$$

.....

$$y_{35} = c_1 + c_2 x_{35},$$

$$\Delta_1 = c_1 + c_2 x_1 - y_1,$$

$$\Delta_2 = c_1 + c_2 x_2 - y_2,$$

.....

$$\Delta_{35} = c_1 + c_2 x_{35} - y_{35}.$$

Bu üsul 1806-cı ildə fransız riyaziyyatçısı Lejandr tərəfindən təklif edilmişdir. O göstərmişdir ki, kənarlaşmaları kvadrata yüksəldib onların cəminin ən kiçik qiymətinin tapılması ana kütlədə həllər çoxluğunun yaratdığı xəttin yaxınlığından keçən ən yaxşı xəttin (əyrinin) tapılmasına imkan verir [1].  $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n$  kənarlaşmalarını kvadrata yüksəldib onların cəminin (S) minimumunu tapan:

$$S = \Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \dots + \Delta_{35}^2 = (c_1 + c_2 x_1 - y_1)^2 + (c_1 + c_2 x_2 - y_2)^2 + \dots + (c_1 + c_2 x_{35} - y_{35})^2 \rightarrow \min$$

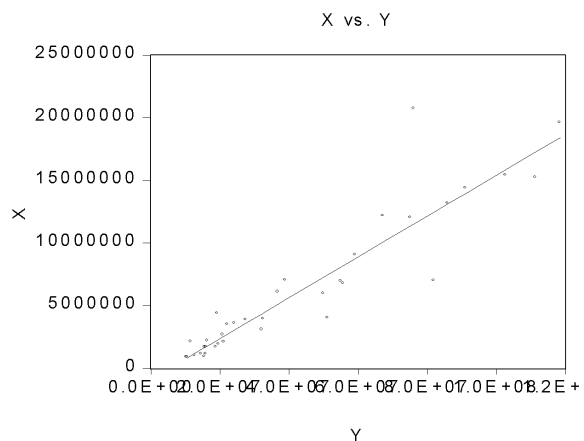
Bərabərlikdə verilən  $c_1$  və  $c_2$  parametrlərinin qiymətləri məlum deyil,  $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_{35}, y_{35})$  cütlərinin qiymətləri isə müşahidələrdən məlumdur. Deməli S bərabərliyinə  $c_1$  və  $c_2$  parametrlərindən asılı funksiya kimi baxa bilərik:

$$S = (c_1, c_2) \rightarrow \min.$$

Riyaziyyat kursundan məlumdur ki, funksiyanın ekstremumu üçün zəruri şərt ekstremum nöqtəsində xüsusi törəmələrin sıfıra çevrilməsidir:

$$\begin{cases} \frac{\partial S}{\partial c_1} = 0, \\ \frac{\partial S}{\partial c_2} = 0. \end{cases}$$

Məsələnin həllinin əl ilə aparılması xeyli vaxt və həddindən çox hesablama tələb etdiyindən bu işin "Eviews" proqram paketinin vasitəsi ilə həyata keçirilməsi məqsədəuyğundur. İlkin mərhələdə müşahidə verilənləri ilə aşağıdakı nəticələri almaq olar.



Şəkil 1

Yuxarıda qeyri-neft sektoruna investisiya yatırımı ilə ÜDM arasında mövcud olan asılılığın

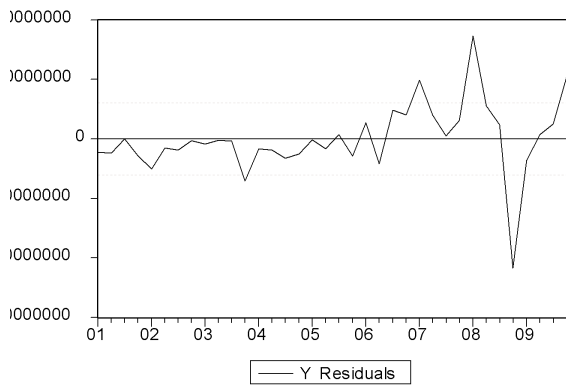
xətti olduğu fərz edilmişdir və tənlik xətti formada tərtib edilməklə parametrlərin qiymətləndirilməsinin ilkin addımları atılmışdır. Lakin, iqtisadi məsələlər həll edilərkən faktorlar arasında mövcud olan asılılıqlar heç də həmişə xətti olmur. Bu baxımdan “Eviews” proqram paketində məsələnin həllinə başlamamışdan əvvəl faktorlar arasındakı asılılığın xətti və yaxud qeyri-xətti olması müəyyən edilməlidir. Şəkil 1-də verilən qrafikə diqqət yetirək, Şəkildə aydın görünən düz xətt şəklində verilən nöqtələr çoxluğu fərz etdiyimiz (1) asılılığının qrafikidir. Əslində isə verilən faktorlar arasında mövcud olan asılılığın qrafiki xəttin ətrafına sıxılmış nöqtələr çoxluğudur. Deməli, axtarılan

asılılıq xətti asılılıqdır.

Alınmış nəticələrin içərisində nəzəri ilk olaraq cəlb edən Durbin-Watson əmsalındır. Bu əmsal qalıqların avtokorrelyasiyasının olub-olmamasını xarakterizə etdiyindən Qauss-Markov şərtləri ilə bağlıdır. Məlum olduğu kimi, DW əmsalı 2 ədədinə yaxın və ya bərabər qiymət aldıqda etibarlı sayılır. Daha dəqiq nəzəriyyədən məlum olduğu kimi müşahidələr 10-15-dən az olmadıqda, tənliyin 1-3 izahedici dəyişəni olduqda DW əmsalı 1-dən kiçik, 3-dən isə böyük olmamalıdır [1]. Belə olan halda əmsal etibarlı hesab edilir. Alınmış nəticələrdən göründüyü kimi DW əmsalı etibarlı hesab edilə bilər, lakin ən yaxşı halda onun qiyməti 2-yə bərabər olmalı

**Cədvəl 3.**

Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 01/19/10 Time: 15:18				
Sample: 2001:1 2009:4				
Included observations: 36				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X	5.270679	0.367160	14.35525	0.0000
C	10654031	3020989.	3.526670	0.0012
R-squared	0.858377	Mean dependent var		42792622
Adjusted R-squared	0.854211	S.D. dependent var		31873386
S.E. of regression	12169993	Akaike info criterion		35.52080
Sum squared resid	5.04E+15	Schwarz criterion		35.60877
Log likelihood	-637.3744	F-statistic		206.0733
Durbin-Watson stat	1.374777	Prob(F-statistic)		0.000000



Şəkil 2

idi. Deməli, qalıqların avtokorrelyasiyası mövcuddur. Sərbəst həddin və sərbəst dəyişənin (x) nəticələri isə yaxşı hesab edilə bilər. Belə ki, onların standart səhvinin t-testinin nəticələri 2.5-dən böyük olduqda etibarlı hesab edilir. Nəticələrdən görüldüyü kimi bu testin nəticəsi müəyyən edilmiş normadan böyük olduğu üçün etibarlı hesab edilə bilər. Digər bir xarakteristika, R2-determinasiya əmsalı göstərir ki, təxminən 86% verilən asılılığı X dəyişəni ilə izah etmək olar.

Bunlarla yanaşı, sıraların stasionarlığının yoxlanılmasının da böyük əhəmiyyəti vardır. İlk olaraq, şəkil 2-də verilən qrafik təsvirə baxmaqla sıraların stasionar və ya qeyri-stasionar olmasını təxmini görmək olar.

Lakin aparılan testlər nəticəsində cədvəl 4-də verilənlər alınmışdır. Buradan görmək olar ki,

stasionarlıq ancaq 5%-li etibarlı intervalda ödənilir, 1%-li etibarlı intervalda isə stasionarlıq şərti təmin edilmir.

Stasionarlığın əsas meyarlarından biri də Qauss-Markov şərtlərindən biri olan qalıqların asılı olmaması meyarıdır ki, bunu da iki formada müəyyən etmək olar. Biz əsasən korreloqram vasitəsi ilə qeyd olunan meyarı baxacağıq.

Cədvəl 5-də sonuncu sütunda qalıqların asılı olmaması ehtimalının etibarlılıq intervalları göstərilmişdir. Bu ehtimallar əsasən 5%-li və daha çox etibarlı intervallara daxildir, lakin 1-ci sətirdə bu nisbətən az olmaqla qalıqların asılı olmaması şərtini pozmuşdur.

Təhlilin əsas məqamlarından biri də normallıq testlərinin yoxlanılması və alınan nəticələrin təhlilidir. Normal paylanma təsadüfi kəmiyyətin paylanmasının ən mühüm tipi olmaqla kəsilməz paylanmadır. Başqa sözlə çoxlu sayda birbirindən ancaq miqyas və sürüşməyə görə fərqlənən normal paylanan tam ailə mövcüddür.

Riyazi gözləməsi  $\mu$  və dispersiyası  $\sigma^2$  olan normal paylanma  $N(\mu, \sigma^2)$  kimi işarə edilir. Birözlü halda x-təsadüfi kəmiyyətinin normal paylanmasının sıxlıq funksiyası aşağıdakı kimidir [2,3]:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

Cədvəl 4.

ADF Test Statistic	-3.547603	1% Critical Value	-3.6752
		5% Critical Value	-2.9665
		10% Critical Value	-2.6220

Bu baxımdan Jarque-Bera testinin əhəmiyyəti böyükdür [2].

Jarque-Bera əmsalı aşağıdakı düstur ilə xarakterizə olunur,

$$JB = n \left[ \frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right].$$

Jarque-Bera əmsalı sıfıra yaxınlaşdıqca onun ehtimalı (Probability) əksinə olaraq artmağa başlayır. Bu halda (0.1-dən böyük olduğu halda) paylanma normal paylanma hesab edilə bilər

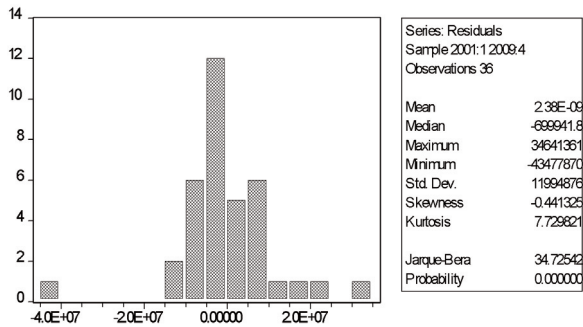
(şəkil 3.). Bizim misalda bu əmsal sıfırdan çox böyük, ehtimal paylanma isə sıfıra bərabərdir. Deməli, paylanma normal hesab edilə bilməz.

Ekonometrik təhlil aparılarkən stasionarlıqla bərabər heteroskedastiklik meyarı da nəzərə alınmaya bilməz. Heteroskedastikliyin əsas mahiyyəti ondan ibarətdir ki, səhvlər korrelyarlıq təşkil etmirlər (asılı deyillər), lakin sabit dispersiyaya da malik deyillər [3].

Proqram vasitəsi ilə aşağıdakı nəticələr alınmışdır (cədvəl 6).

**Cədvəl 5.**

Date: 01/19/10 Time: 16:23						
Sample: 2001:1 2009:4						
Included observations: 36						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.  **.	.  **.	1	0.268	0.268	2.8133	0.093
.   .	.   .	2	0.055	-0.018	2.9359	0.230
.**  .	.**  .	3	-0.271	-0.303	5.9852	0.112
.*  .	.*  .	4	-0.059	0.109	6.1320	0.190
.  * .	.  ** .	5	0.151	0.208	7.1341	0.211
.  * .	.*  .	6	0.131	-0.069	7.9166	0.244
.   .	.*  .	7	-0.031	-0.113	7.9624	0.336
.   .	.  * .	8	-0.024	0.151	7.9899	0.434
.*  .	.*  .	9	-0.137	-0.137	8.9377	0.443
.  * .	.  * .	10	0.124	0.120	9.7412	0.463
.   .	.   .	11	0.012	-0.024	9.7486	0.553
.   .	.   .	12	0.036	-0.048	9.8235	0.631
.*  .	.   .	13	-0.060	0.012	10.038	0.691
.*  .	.   .	14	-0.084	-0.041	10.474	0.727
.   .	.   .	15	-0.017	-0.017	10.493	0.788
.   .	.*  .	16	-0.046	-0.084	10.638	0.831



Şəkil 3. Qalıqların normal paylanması və statistik meyarlar.

#### Cədvəl 6.

White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	6.411578	Probability	0.004442
Obs*R-squared	10.07424	Probability	0.006492

#### Cədvəl 7.

Dependent Variable: LY				
Method: Least Squares				
Date: 01/25/10 Time: 12:40				
Sample: 2001:1 2009:4				
Included observations: 36				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LX	0.735914	0.042187	17.44410	0.0000
C	6.117580	0.642381	9.523288	0.0000
R-squared	0.899496	Mean dependent var		17.30129
Adjusted R-squared	0.896540	S.D. dependent var		0.751214
S.E. of regression	0.241629	Akaike info criterion		0.051126
Sum squared resid	1.985074	Schwarz criterion		0.139099
Log likelihood	1.079740	F-statistic		304.2965
Durbin-Watson stat	1.670715	Prob(F-statistic)		0.000000

Cədvəl 6-da  $F$  statistikanın ehtimal paylanması 0.1-dən kiçik olduğundan heteroskedastikliyin mövcud olması qənaətinə gəlmək olar. Göründüyü kimi yuxarıda alınan xarakteristik göstəricilər etibarsız alınmışdır. Lakin Eviews vasitəsi ilə bu şərtlərin təmin olunması yönündə müəyyən əməliyyatlar aparmaq olar, ancaq bu əməliyyatların elə kombinasiyası seçilməlidir ki, digər etibarlılıq göstəricilərinin vəziyyəti pisləşməsin. Bir sıra əməliyyat kombinasiyaları aparıldıqdan sonra aşağıdakı nəticələr alınmışdır. İlk olaraq loqarifləmə əməliyyatından sonrakı nəticələrə nəzər salmaq.

Bu mərhələdə alınan nəticələrə əsasən Durbin-Watson əmsalının, determinasiya ( $R^2$ ) əmsalının,  $t$ -testin nəticələrinin və ehtimalın etibarlılıq intervallarının vəziyyətinin yaxşılaşdığı aydın görünməkdədir. Durbin-Watson əmsalı nisbətən yaxşılaşsa da 2-yə bərabər deyildir,

buna görə də bu əmsal qismən etibarsız hesab edilə bilər. Determinasiya (R2) əmsalı isə daha etibarlıdır. Belə ki, bu əmsala əsasən asılılığı təxminən 90% x dəyişəni ilə izah etmək olar. Sərbəst həddin və sərbəst dəyişənin xarakteristik göstəriciləri tam etibarlı alınmışdır. Eyni zamanda son olaraq Eviews-də alınan qrafik və nəticələrə əsasən əsas xarakteristikalardan olan stasionarlıq və qalıqların öz aralarında asılı olmaması şərtlərinin ödənilib-ödənilməməsini aydınlaşdırmaq olar.

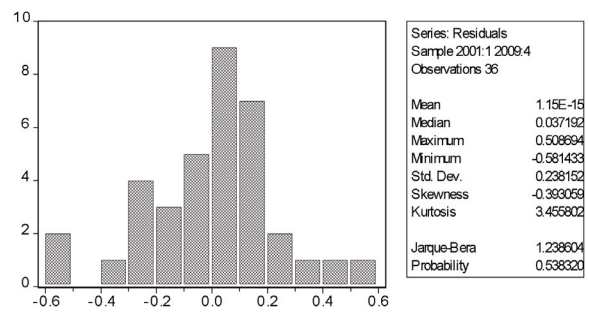


Şəkil 4.

Şəkil 4-də verilən qrafikə əsasən stasionarlığın mövcud olduğu qənaətinə gəlmək olar. Əminlik məqsədi ilə və cədvəl 8-dəki digər bir nəticəyə də əsaslanmaq olar. Lakin bu test nəticəsində alınan -3.52-nin mütləq qiyməti kiritik -3.63-nin mütləq qiymətindən kiçikdir. Deməli, 1%-li etibarlı intervalda stasionarlığın

ödənilməsi qənaətinə gəlmək olmaz, lakin qeyd etmək lazımdır ki, bu şərt 5%-li etibarlı intervalda təmin edilmişdir.

Aşağıdakı şəkildə (şəkil 5) yaxşılaşdırma yönündə seçilmiş kombinasiya nəticəsində normal paylanmanın son nəticələri alınmışdır. Bu nəticə əvvəlki nəticədən xeyli dərəcədə fərqlənir. Belə ki, Jarque-Bera əmsalı 0-a yaxınlaşdıqca onun ehtimal paylanması 0-dan uzaqlaşmaqla 0.1-dən böyük qiymət almışdır; bu baxımdan paylanmanı normal paylanma kimi qəbul etmək olar.



Şəkil 5. Qalıqların normal paylanması və statistik meyarlar.

İndi isə ekonometrik təhlilin əsas meyarlarından sayılan qalıqların öz aralarında asılı olmaması şərtinin ödənilməsinə və heteroskedastikliyə baxaq. Cədvəl 9-da verilən korreloqramın nəticələri də aparılan yaxşılaşdırma tədbirləri nəticəsində qalıqların öz aralarında asılı olmaması şərtinin ödənilməsini göstərir. Belə ki, sonuncu sətirdə alınmış nəticələrə əsasən demək olar ki, qalıqların öz aralarında asılı

#### Cədvəl 8.

ADF Test Statistic	-3.526354	1% Critical Value*	-3.6353
		5% Critical Value	-2.9499
		10% Critical Value	-2.6133

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.



**Cədvəl 9.**

Date: 01/25/10 Time: 13:50						
Sample: 2001:1 2009:4						
Included observations: 36						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  * .	.  * .	1	0.150	0.150	0.8782	0.349
.   .	.   .	2	0.025	0.003	0.9040	0.636
. *  .	. *  .	3	-0.077	-0.084	1.1525	0.764
.   .	.  * .	4	0.060	0.086	417474,00	0.861
.   .	.   .	5	-0.025	-0.045	517551,00	0.932
.   .	.   .	6	0.035	0.037	726104,00	0.967
.  * .	.  * .	7	0.096	0.103	2327327,00	0.969
.  * .	.  * .	8	0.110	0.069	845934,00	0.965
. **  .	. **  .	9	-0.251	-0.287	1549116,00	0.778
.  * .	.  ** .	10	0.103	0.226	6.1755	0.800
.   .	. *  .	11	-0.025	-0.081	71011,00	0.859
. *  .	. *  .	12	-0.083	-0.161	1520293,00	0.883
. *  .	.   .	13	-0.167	-0.047	292043,00	0.826
. *  .	. *  .	14	-0.091	-0.111	2173772,00	0.845
.   .	.  * .	15	0.052	0.083	2804911,00	0.880
.   .	.   .	16	-0.051	-0.050	9.1380	0.908

olması ehtimalı orta hesabla 20%-dən də azdır. Bütün bunlara əsasən alınan nəticələrin etibarlılığına inanmaq olar.

Növbəti cədvəldə (cədvəl 10) heteroskedastiklik testinin nəticələri göstərilmişdir. Göründüyü kimi, loqarifləmə əməliyyatı  $F$  statistikasının nəticələrini yaxşılaşdırmışdır. Bu testin ehtimal paylanması 0.1-dən böyük olduğundan heteroskedastikliyin mövcud olmaması qənaətinə gəlmək olar.

**Cədvəl 10.**

White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	0.792211	Probability	0.461266
Obs*R-squared	1.649275	Probability	0.438394

Yuxarıda (cədvəl 7) yaxşılaşdırma tədbirlərindən sonra alınmış nəticələr göstərilmişdir və eyni zamanda nəticələrin təhlili zamanı Durbin-Watson əmsalının nisbətən yaxşı alınmadığı qeyd edilmişdir. Bu əmsalın yaxşılaşdırılması yönündə əlavə tədbirlər görülərək nəticələr alınmışdır.

Sonuncu alınmış nəticələrə əsasən (cədvəl 11.) Durbin-Watson əmsalının və digər parametrlərin etibarlı alınması qənaətinə gəlmək olar.

**Cədvəl 10.**

Dependent Variable: LY				
Method: Least Squares				
Date: 01/25/10 Time: 14:03				
Sample(adjusted): 2001:2 2009:4				
Included observations: 35 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 12 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LX	0.194513	0.063993	3.039600	0.0047
C	15.82188	2.884204	5.485703	0.0000
AR(1)	0.966083	0.054034	17.87921	0.0000
R-squared	0.946732	Mean dependent var		17.33322
Adjusted R-squared	0.943403	S.D. dependent var	0.736990	
S.E. of regression	0.175331	Akaike info criterion	-0.562469	
Sum squared resid	0.983708	Schwarz criterion	-0.429153	
Log likelihood	12.84321	F-statistic	284.3699	
Durbin-Watson stat	2.226755	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.97			

Qeyd edək ki, Eviews proqram təminatı vasitəsi ilə digər testlər də yoxlanılmış və əvvəlki nəticələrdən çox da fərqlənməyən nəticələr əldə edilmişdir. İşin mətninin həddən artıq böyüməməsi və təkrarçılığa yol verilməməsi məqsədi ilə bu testlər mətnə daxil edilmir.

**Nəticə**

Qeyd etmək olar ki, qeyri-neft sektoruna yatırılan investisiyaların həcmi ilə ÜDM-in həcmi arasındakı asılılıqla bağlı nəticələr əldə olunmuşdur. Belə ki, bu iki makroiqtisadi göstərici arasında asılılığın tənliyi aşağıdakı kimi alınmışdır:

$$\ln y = 15.82188496 + 0.1945131393 \ln x + 0.9660825103 \text{AR}(1).$$

Yəni, qeyri-neft sektoruna yönəldilən investisiyaların 1%-lik artımı ÜDM-in 0.2% artımı ilə nəticələnir. Burada asılılıq loqarifmik funksiya şəklində olduğu üçün faktorların qarşılıqlı təsirinin izahı faizlə aparılmışdır. Aparılan təhlillər nəticəsində dövlətin apardığı iqtisadi siyasət nəticəsində qeyri-neft sektoruna yatırılan investisiyaların ÜDM-in artımında mövqeyi müəyyən edilmişdir.

*Джейхун Аббасов*

**Экономическая оценка влияния инвестиций в нефтяной сектор  
к увеличению ОВП**

*Резюме*

В работе исследовано влияние объема инвестиций в нефтяной сектор к увеличению общего внутреннего продукта с применением эконометрической модели. Определён коэффициент эластичности объёма ОВП относительно инвестиций - нефтяной сектор. Эконометрические расчёты показывают, что увеличение инвестиций в этот сектор на 1% увеличивает объём ОВП на 0,2%.

*Ceyhun Abbasov*

**Econometric assessment of the influence of the investments to the non-oil sector on the growth  
of the Gross Domestic Product**

*Summary*

In the article influence of the investments to the non-oil sector on the growth of the Gross Domestic Product have been econometrically assessed with defining mathematical form. Elasticity coefficient of the growth of the GDP according to the investments to the non-oil sector has been found. It was determined that 1% growth of the investments to the non-oil sector results with 0.2 % growth of the GDP.

*Ədəbiyyat*

1. Yadulla Həsənlı, Rasim Həsənov. İqtisadi tədqiqatlarda riyazi üsulların tətbiqi, Bakı, 2002, 180 s.
2. N.Gujarati. Temel ekonometri, LU, İstanbul, 2006, 850 s.
3. Я.Р.Магнус, П.К.Катышев, А.А.Пересецкий. Эконометрика. “Дело”, М.,2004, 576 с.

