

AZƏRBAYCANDA KƏND TƏSƏRRÜFATI MƏHSULLARI İSTEHSALININ KOB-B-DUQLAS FUNKSIYASI İLƏ TƏHLİLİ

Yadulla Həsənlı

*Azərbaycan Dövlət İqtisad Universitetinin
İqtisadi Araşdırmalar Elmi-Tədqiqat İnstitutunun direktoru, i.e.d., professor
AZ 1001, Bakı şəhəri, İstiqlaliyyət küçəsi 6
e-poçt: yadulla59@mail.ru*

Gülbala Quliyev

*Azərbaycan Respublikası Dövlət Statistika Komitəsinin
Xidmət statistikasına şöbəsinin müdiri
AZ 1136, Bakı şəhəri, İnşaatçılar prospekti 81
e-poçt: gulbala@azstat.org*

Açar sözlər: kənd təsərrüfatı, ümumi buraxılış, ekonometrik model, istehsal funksiyası, zaman sıraları, reqressiya tənliyi.

Ключевые слова: сельское хозяйство, валовой выпуск, эконометрическая модель, производственная функция, временные ряды, уравнение регрессии.

Keywords: agriculture, gross output, econometric model, production function, time series, regression equation.

1. Giriş

Neft gəlirlərinin azalması qeyri-neft sektorunun, o cümlədən kənd təsərrüfatının inkişaf etdirilməsini zəruri edir. Strateji Yol Xəritəsində Azərbaycan iqtisadiyyatının iterasiya metodu ilə hərtərəfli həm makro (milli iqtisadiyyat), həm də mikro (sektorlar) səviyyədə inkişaf etdirilməsi nəzərdə tutulmuşdur [1, səh.3]. Bu sənəddə Azərbaycan iqtisadiyyatının mühüm hissəsini təşkil edən əsas prioritet istehsal sektorlarından biri kimi kənd təsərrüfatına xüsusi diqqət yetiriləcəyi göstərilmişdir. Bu əsas sektorların hər biri üçün ayrıca hesabat (həm diaqnostik hesabat, həm də yol xəritəsi) hazırlanmışdır. Bu sənəddə beynəlxalq “The Observatory of Economic Complexity” (“İqtisadi Mürəkkəbliyin Müşahidəsi”) hesabatına əsaslanaraq göstərilmişdir ki, 2004-cü ildən bəri Azərbaycan iqtisadiyyatında güclü inkişaf meyilləri ilə yanaşı, ixracın şaxələnmə səviyyəsinin azalması da müşahidə edilmişdir. Eyni zamanda ixrac məhsullarının çeşidliliyi də aşağı düşmüşdür¹. “The Observatory of Economic Complexity” (“İqtisadi Mürəkkəbliyin Müşahidəsi”) hesabatına görə 2004-cü ildə Azərbaycan ixracda 56 adda rəqabətqabiliyyətli məhsulla təmsil olunduğu halda, 2014-cü ildə cəmi 23 adda rəqabətqabiliyyətli əmtəə ilə təmsil olunmuş və “ixracın çoxşaxəliliyi” indeksinə görə dünyada 108-ci yərə düşmüşdür. Azərbaycanın ticarət tərəfdaşları olan Gürcüstan 106 adda rəqabətqabiliyyətli əmtəə ixracı ilə dünya üzrə 66-cı yerdə, Türkiyə isə 380 adda müvafiq əmtəə ilə dünyada 51-ci yerdə qərarlaşmışdır [2, səh.25]. Azərbaycan kənd təsərrüfatı üzrə rəqabətqabiliyyətli məhsullar istehsal etmək potensialına malikdir.

Azərbaycanda kənd təsərrüfatının effektiv inkişaf etdirilməsi, o cümlədən mövcud potensialın üzə çıxarılması üçün, ilk növbədə, təhlillərin aparılmasında riyazi üsul və modellərdən, həmçinin ekonometrik qiymətləndirmədən geniş istifadə olunması tələb edilir.

¹<http://atlas.media.mit.edu/en/profile/country/aze/>

2. Məsələnin qoyuluşu və metodoloji aspektləri

İstehsal amillərinin nəticə göstəricisi olan məhsul istehsalı həcminə təsirinin qiymətləndirilməsində, adətən, istehsal funksiyalarından, o cümlədən Kobb-Duqlas funksiyasından istifadə edilir [3].

Xətti reqressiya çevirməsindən istifadə nümunəsi kimi Kobb-Duqlas istehsal funksiyasını nəzərdən keçirək [4, səh.126-127]:

$$Y = AK^\alpha L^\beta \quad (1)$$

Burada, Y - istehsalın həcmi, K - kapital məsrəfləri, L - əmək məsrəfləridir.

α və β müvafiq olaraq, K və L -in xüsusi elastiklik əmsallarıdır. Bu o deməkdir ki, yalnız kapital (əmək) məsrəflərini 1% artırmaqla istehsalın həcmi α % (β %) artırmış olur.

Hər bir iqtisadi hadisəyə xas olan təsadüfi təbəddüdlərin təsirini nəzərə alsaq, Kobb-Duqlas funksiyasını (1) aşağıdakı kimi göstərə bilərik:

$$Y = AK^\alpha L^\beta \varepsilon \quad (2)$$

(2) tənliyinin hər iki tərəfini loqarifmləməklə alınmış qeyri-xətti modeli asanlıqla xətti modelə çevirə bilərik. Onda

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L + \ln \varepsilon$$

(3)

alırıq.

Əgər (2) modelində $\alpha + \beta = 1$ isə (başqa sözlə, model elədir ki, istehsalın miqyası genişləndikdə - K kapital məsrəfləri və L - əmək məsrəfləri bir neçə dəfə artdıqda – istehsalın həcmi də o qədər dəfə artır), onda Kobb-Duqlas funksiyasını aşağıdakı kimi göstəririk:

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha} \varepsilon \quad (4)$$

(4)-in hər tərəfini L -ə bölsək,

$$\frac{Y}{L} = A \left(\frac{K}{L} \right)^\alpha \varepsilon$$

(5)

alırıq. Burada $\frac{Y}{L}$ hər işçiyə düşən məhsul istehsalı, başqa sözlə, əmək məhsuldarlığı, $\frac{K}{L}$ -hər işçiyə düşən əsas istehsal fondu və ya kapital məsrəfləridir (kapitalla silahlanma). Beləliklə, əmək məhsuldarlığı (Y/L)və kapitalla silahlanma arasındakı asılılığı almış oluruq. (5) modelinin parametrlərini qiymətləndirmək üçün loqarifmləmək yolu ilə onu aşağıdakı şəkllə gətiririk:

$$\ln(Y/L) = \ln A + \alpha \ln(K/L) + \ln \varepsilon$$

(6)

Kobb-Duqlas funksiyası elmi-texniki tərəqqini nəzərə almaqla aşağıdakı şəkllə düşür:

$$Y = AK^\alpha L^\beta e^{\lambda t} \varepsilon \quad (7)$$

Burada t - zaman, λ -parametri elmi-texniki tərəqqiyə görə istehsal həcmi artırım tempidir. (7) modeli (2) modelinə analogi olaraq xətti formaya gətirilir.

$$\ln(Y/L) = \ln A + \alpha \ln(K/L) + \lambda t + \ln \varepsilon$$

(8)

Kənd təsərrüfatında məhsul buraxılışı ilə əsas fondlar və işçi qüvvəsi arasındakı asılılığı (8)-i nəzərə almaqla aşağıdakı kimi yazıla bilər:

$$\text{LOG}(\text{HN_KTUB}) = c_0 + c_1 * \text{LOG}(\text{HN_EF}) + c_2 * t + u$$

(9)

Burada LOG – işarələməsi Eviews Tətbiqi Proqram Paketində e – əsasında loqarifmi (natural loqarifmi) göstərir, (HN_KTUB) – kənd təsərrüfatında məşğul əhalinin hər nəfərinə düşən məhsul buraxılışının həcmi, (HN_EF) – kənd təsərrüfatında məşğul əhalinin hər nəfərinə əsas fondların həcmi, t – zamanı (illəri), başqa sözlə, Trend amilini göstərir. c_0 , c_1 , c_2 – parametrlərdir. Daha doğrusu, c_1 -elastiklik əmsalı, c_2 isə - yarımelastiklik əmsalıdır. $\ln \varepsilon = u$ kimi işarə edilmişdir və təsadüfi kənarlaşmaları göstərir.

3. Məlumatların toplanması və qrafiki təsviri

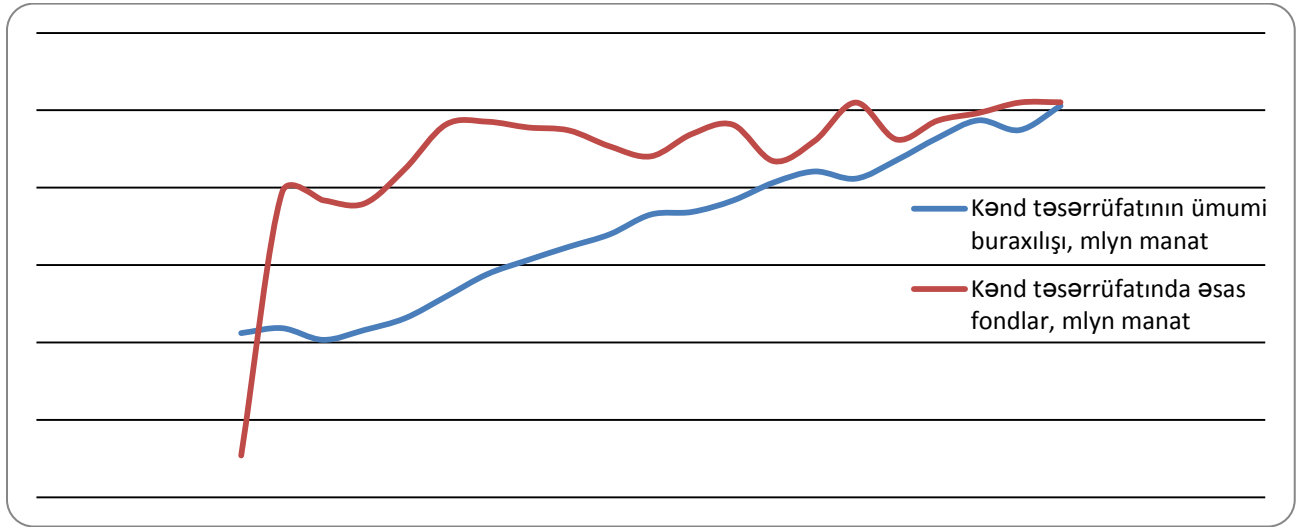
(9) regressiya tənliyinin parametrlərinin ekonometrik qiymətləndirilməsi üçün kənd təsərrüfatının əsas göstəricilərinin zaman sırası aşağıdakı kimidir:

Cədvəl 1

Kənd təsərrüfatının mühüm göstəriciləri, 1995-2015-ci illər üzrə [5]

İllər	Ümumi məhsul buraxılışı, milyon manat (2010=100)	Əsas fondlar, milyon manat (2010=100)	Məşğul əhalinin sayı, min nəfər
1	2	3	4
1995	2 120,5	538,8	1 112,8
1996	2 184,1	3 940,8	1 172,4
1997	2 033,4	3 837,2	1 071,3
1998	2 159,5	3 793,6	1 139,6
1999	2 312,8	4 243,9	1 569,6
2000	2 592,7	4 816,4	1 509,4
2001	2 880,4	4 853,1	1 521,7
2002	3 064,8	4 778,4	1 530,4
2003	3 236,4	4 740,0	1 546,1
2004	3 398,2	4 533,6	1 551,6
2005	3 653,1	4 405,0	1 573,6
2006	3 686,0	4 693,8	1 583,2
2007	3 833,4	4 814,2	1 597,6
2008	4 067,3	4 342,2	1 611,3
2009	4 209,6	4 605,6	1 628,6
2010	4 117,0	5 099,8	1 655,0
2011	4 355,8	4 622,0	1 657,4
2012	4 643,3	4 867,0	1 673,8
2013	4 870,8	4 965,5	1 677,4
2014	4 744,1	5 100,3	1 691,7
2015	5 057,3	5 104,0	1 698,4

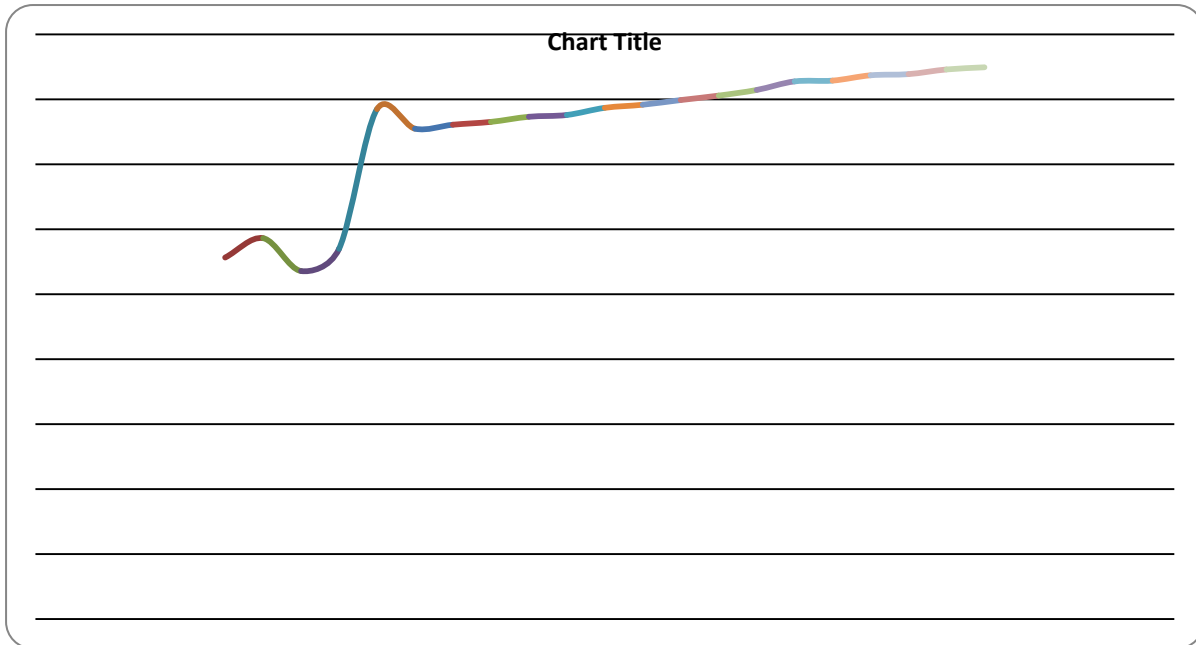
Cədvəl 1-in 2 və 3-cü sütunlarındakı göstəricilərin zaman sırasının qrafiki təsviri Şəkil 1-də verilmişdir.



Şəkil 1. Kənd təsərrüfatında Ümumi buraxılış və Əsas fondların zaman sırasının qrafiki təsviri

Şəkil 1-dən görüldüyü kimi, 1995-ci ildə kənd təsərrüfatında ümumi məhsul buraxılışının həcmi əsas fondların həcmindən böyük, sonrakı illərdə isə əksinə, kiçik olmuşdur. Fərq 1998-ci ildə ən yüksək olmuşdur.

Kənd təsərrüfatında məşğul əhəlinin sayı göstəricisinin zaman sırasının qrafiki təsviri Şəkil 2-də verilmişdir.



Şəkil 2. Kənd təsərrüfatında məşğul əhəlinin sayının zaman sırasının qrafiki təsviri

4. Zaman sıralarının stasionarlığının yoxlanması

Zaman sıraları ilə ekonometrik modelləşdirmənin əsas şərtlərindən biri regressiya tənliyinə daxil edilən göstəricilərin stasionarlıq şərtinin ödənilməsidir [4, səh.135-136]. Belə ki,

fəza seçməindən fərqli olaraq, zaman sıraları ilə verilmiş məlumatlar stasionar olmur. Bu onunla izah olunur ki, fəza seçmələrindən fərqli olaraq, zaman sıralarında müşahidələrdən alınmış məlumatlar bir qayda olaraq asılı olmayan deyil. Ona görə də zaman sıraları ilə ekonometrik modelləşdirmə zamanı, ilk növbədə, sıraların stasionarlığı öyrənilməlidir.

Zaman sırası (dinamik sıra və ya dinamika sırası) dedikdə iqtisadiyyatda Y təsadüfi kəmiyyətinin müəyyən əlamətinin ardıcıl zaman anlarında müşahidələrinin ardıcılığı başa düşülür. Ayrı-ayrı müşahidələr *sıranın səviyyəsi* adlanır və onları $y_i (i=1,2,\dots,n)$ ilə işarə edəcəyik ki, burada n səviyyələrin sayıdır.

Zaman sıralarının təhlili üçün ən geniş yayılmış üsullardan korrelyasiya və spektral analiz, avtoqressiya və sürüşkən ortanı qeyd edə bilərik.

Əgər $y_1, y_2, \dots, y_i, \dots, y_n$ seçməsi Y təsadüfi kəmiyyətinin realizasiyasından biri kimi nəzərdən keçirilirsə, $y_1, y_2, \dots, y_i, \dots, y_n$ zaman sırasına $Y(t)$ təsadüfi prosesinin realizasiyalarından (trayektoriyalarından) biri kimi baxılır. Bununla yanaşı, $y_i (i=1,2,\dots,n)$ zaman sırası ilə təsadüfi seçməni əmələ gətirən y_1, y_2, \dots, y_n müşahidələr ardıcılığı arasındakı prinsipial fərqləri nəzərə almaq lazımdır. Birincisi, təsadüfi seçmənin elementlərindən fərqli zaman sırasının üzvləri bir qayda olaraq, statistik asılı olmayan deyillər. İkincisi, zaman sırasının üzvləri eyni qaydada paylanmayıblar.

Zaman sıralarının təhlilində ehtimal xassələri zamana görə dəyişməyən stasionar zaman sıraları mühüm əhəmiyyətə malikdir. Stasionar zaman sıraları xüsusi halda analiz olunan sıraların təsadüfi tərkib hissələrinin təsvirində tətbiq olunur.

Əgər n sayda y_1, y_2, \dots, y_n müşahidəsinin ixtiyari n, t və τ üçün n sayda $y_{1+\tau}, y_{2+\tau}, \dots, y_{n+\tau}$ müşahidəsinin ehtimallarının birgə paylanması eynidirsə, $y_i (i=1,2,\dots,n)$ zaman sırası ciddi stasionar (dar mənada stasionar) zaman sırası adlanır. Başqa sözlə, ciddi stasionar sıraların xassələri t anından asılı deyil, başqa sözlə, paylanma qanunu və onun ədədi xarakteristikaları t -dən asılı deyildir.

Riyazi gözləməsi sıfıra bərabər, ε_t səhvləri isə korrelyasiya olunmamış stasionar zaman sıralarına ən sadə misal olaraq, “ağ küy”ləri göstərə bilərik. Beləliklə, demək olar ki, klassik xətti reqressiya modelində ε_t meyilləri (səhvlər) “ağ küy” əmələ gətirir. Onların normal paylandığı halda isə - normal (Qaus) “ağ küy” yaranır.

İndi isə (9) reqressiya tənliyinin adekvat modelinin alınması üçün vacib şərtlərdən olan zaman sırasının stasionarlığının yoxlanmasını Eviews proqram Paketi vasitəsi ilə həyata keçirək.

Cədvəl 2

Kənd təsərrüfatında məşğul əhalinin hər nəfərinə düşən ümumi məhsul buraxılışı və əsas fondlar

	Məşğul əhalinin hər nəfərinə düşən ümumi məhsul buraxılışı, min manat	Məşğul əhalinin hər nəfərinə düşən əsas fondlar, min manat
1995	1.9056	0.4842
1996	1.8629	3.3613
1997	1.8981	3.5818
1998	1.8950	3.3289

1999	1.4735	2.7038
2000	1.7177	3.1909
2001	1.8929	3.1893
2002	2.0026	3.1223
2003	2.0933	3.0658
2004	2.1901	2.9219
2005	2.3215	2.7993
2006	2.3282	2.9648
2007	2.3995	3.0134
2008	2.5242	2.6948
2009	2.5848	2.8280
2010	2.4876	3.0815
2011	2.6281	2.7887
2012	2.7741	2.9078
2013	2.9038	2.9602
2014	2.8043	3.0149
2015	2.9777	3.0052

Mənbə: Azərbaycan Respublikası Dövlət Statistika Komitəsinin məlumatları

Cədvəl 2-yə əsasən kənd təsərrüfatında hər işçiyə düşən ümumi məhsul buraxılışının (HN_KTUB_1995) və məşğul əhalinin hər nəfərinə düşən (HN_EF_1995) göstəricilərin 1995-ci ilə nəzərən faizlə ifadəsinin dinamikası Cədvəl 3-də verilmişdir.

Cədvəl 3

Kənd təsərrüfatında məşğul əhalinin hər nəfərinə düşən ümumi məhsul buraxılışı və əsas fondlar göstəricilərinin 1995-ci ilə nəzərən faizlə ifadəsinin dinamikası

İllər	1995-ci ilə nisbətən məşğul əhalinin hər nəfərinə düşən kənd təsərrüfatının ümumi məhsul buraxılışı, %	1995-ci ilə nisbətən məşğul əhalinin hər nəfərinə düşən əsas fondlar, %
-------	--	---

1996	97.75924	694.1966
1997	99.60642	739.7356
1998	99.44374	687.5052
1999	77.32473	558.4056
2000	90.13959	659.0045
2001	99.33354	658.6741
2002	105.0903	644.8368
2003	109.8499	633.1681
2004	114.9297	603.449
2005	121.8251	578.1289
2006	122.1767	612.309
2007	125.9183	622.3461
2008	132.4622	556.5469
2009	135.6423	584.0562
2010	130.5416	636.4106
2011	137.9146	575.9397
2012	145.5762	600.537
2013	152.3825	611.3589
2014	147.161	622.6559
2015	156.2605	620.6526

Mənbə: Azərbaycan Respublikası Dövlət Statistika Komitəsinin məlumatları

Əvvəlcə 1995-2015-ci illər üzrə hər nəfərə düşən kənd təsərrüfatının ümumi məhsul buraxılışı (HN_KTUB_1995) məlumatlarının stasionarlığını Eviews proqram Paketi vasitəsi ilə test edək (bax: Cədvəl 4).

Cədvəl 4

(HN_KTUB_1995) göstəricisinin zaman sırasının Vahid köklərin Augmented

Dickey-Fuller Testi

Null Hypothesis: HN_KTUB_1995 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.010088	0.9469
Test critical values:	1% level		-3.808546	
	5% level		-3.020686	
	10% level		-2.650413	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(HN_KTUB_1995)				
Method: Least Squares				
Date: 02/11/17 Time: 15:53				
Sample (adjusted): 1996 2015				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HN_KTUB_1995(-1)	-0.000853	0.084566	-0.010088	0.9921
C	2.913052	10.06583	0.289400	0.7756
R-squared	0.000006	Mean dependent var		2.813025
Adjusted R-squared	-0.055550	S.D. dependent var		7.538917
S.E. of regression	7.745479	Akaike info criterion		7.026735
Sum squared resid	1079.864	Schwarz criterion		7.126309
Log likelihood	-68.26735	Hannan-Quinn criter.		7.046173
F-statistic	0.000102	Durbin-Watson stat		2.221358
Prob(F-statistic)	0.992062			

Cədvəldən görüldüyü kimi, Əsaslandırılmış Dikki-Fuller statistik testi (Augmented Dickey-Fuller test statistic) göstərir ki [6, səh.389-394], HN_KTUB_1995 göstəricisinin zaman sırası stasionar deyil (Prob.*= 0.9469, yəni 0.05-dən yuxarı olduğu üçün).

Zaman sıraları analizində sıranın stasionarlıq şərtinin ödənilməsi onun birinci tərtib fərqlinin və ya loqarifminin sırasına baxılmaqla həyata keçirilir.

Kənd təsərrüfatında məşğul əhəlinin hər nəfərinə düşən ümumi məhsul buraxılışının həcmnin natural loqarifminin (LN_HN_KTUB_1995) Vahid Köklərin mövcudluğu haqqında

hipotezin yoxlanmasını Əsaslandırılmış Dikki-Fuller statistik testi (Augmented Dickey-Fuller test statistic) vasitəsi ilə həyata keçirək.

Cədvəl 5

(LN_HN_KTUB_1995) göstəricisinin zaman sırasının Vahid köklərin Augmented Dickey-Fuller Testi

Null Hypothesis: (LN_HN_KTUB_1995) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.709254	0.0484
Test critical values:	1% level		-4.571559	
	5% level		-3.690814	
	10% level		-3.286909	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations				
and may not be accurate for a sample size of 18				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: (LN_HN_KTUB_1995,2)				
Method: Least Squares				
Date: 02/11/17 Time: 16:01				
Sample (adjusted): 1998 2015				
Included observations: 18 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_HN_KTUB_1995(-1))	-1.494389	0.402881	-3.709254	0.0023
D(LN_HN_KTUB_1995(-1),2)	0.277856	0.273853	1.014619	0.3275
C	-1.031687	5.370394	-0.192106	0.8504
@TREND(1993)	0.413483	0.389193	1.062411	0.3060
R-squared	0.614262	Mean dependent var		0.402907
Adjusted R-squared	0.531603	S.D. dependent var		11.83492
S.E. of regression	8.099763	Akaike info criterion		7.214677
Sum squared resid	918.4862	Schwarz criterion		7.412537
Log likelihood	-60.93209	Hannan-Quinn criter.		7.241959

F-statistic	7.431344	Durbin-Watson stat	2.033449
Prob(F-statistic)	0.003248		

Cədvəldən göründüyü kimi, artıq sıra 95% əhəmiyyətlik səviyyəsində stasionarlıq şərtini ödəyir (Prob.*= 0.0484, yəni 0.05-dən kiçik olduğu üçün).

Kənd təsərrüfatında məşğul əhalinin hər nəfərinə düşən əsas fondların zaman sırası stasionar olmadığı üçün sıra məlumatlarının natural loqarifminə (LN_HN_EF_1995) baxılaraq eyni qayda ilə müvafiq test edilmişdir. Testin nəticəsi göstərmişdir ki, LN_HN_EF_1995 göstəricisi stasionardır. Beləliklə, ekonometrik modelləşdirmədə LOG(HN_KTUB_1995) və LOG(HN_KTEF_1995) göstəriciləri arasında əlaqənin reqressiya tənliyinə baxılması məqsədəuyğundur.

5. Ekonometrik modelləşdirmə və təhlil

Məşğul əhalinin hər nəfərinə düşən kənd təsərrüfatının ümumi məhsulu ilə hər nəfərə düşən əsas fondlar arasındakı əlaqə aşağıdakı kimidir:

$$\text{LOG (HN_KTUB_1995)} = 0.686930549357 * \text{LOG (HN_KTEF_1995)} + 0.0299722567625 * @\text{TREND} \quad (10)$$

(10) ekonometrik modelinin parametrləri Cədvəl 3-ün müvafiq məlumatları əsasında Eviews7 Tətbiqi Proqram Paketində Ən kiçik Kvadratlar Üsulu (OLS) ilə tapılmış və modelin adekvatlığı yoxlanılmışdır [7]. Qeyd edək ki, modelin adekvatlığını təmin etmək üçün reqressiya tənliyinə 6-cı tərtibdən avroreqressiya (AR(6)) və 3-cü tərtibdən sürüşkən orta (MA(3)) amilləri daxil edilmişdir.

Modelin əsas statistik xarakteristikaları və müvafiq testlər cədvəl 6-da verilmişdir.

Cədvəl 6

(10) modelinin statistik xarakteristikaları və testlər

Dependent Variable: LOG(HN_KTUB_1995)				
Method: Least Squares				
Date: 02/11/17 Time: 15:46				
Sample (adjusted): 2001 2015				
Included observations: 15 after adjustments				
Convergence achieved after 19 iterations				
MA Backcast: 1998 2000				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(HN_KTEF_1995)	0.686931	0.006642	103.4284	0.0000
@TREND	0.029972	0.002416	12.40712	0.0000
AR(6)	-0.279011	0.104584	-2.667804	0.0219
MA(3)	0.940273	0.020047	46.90446	0.0000
R-squared	0.946526	Mean dependent var		4.852348

Adjusted R-squared	0.931942	S.D. dependent var	0.136211
S.E. of regression	0.035535	Akaike info criterion	-3.613442
Sum squared resid	0.013890	Schwarz criterion	-3.424629
Log likelihood	31.10082	Hannan-Quinn criter.	-3.615453
Durbin-Watson stat	2.435503		

Determinasiya əmsalının qiyməti ($R\text{-squared} = 0.946526$) göstərir ki, tədqiq edilən illər ərzində ölkədə kənd təsərrüfatının ümumi məhsulunun illər üzrə dəyişməsinin 94.6 faizi modelə daxil edilən amillərin qiymətlərinin dəyişməsi ilə izah edilə bilər. Dəyişmənin qalan 5.4 faizi modeldə nəzərə alınmayan amillər hesabına baş vermişdir. Darbin-Uotson statistikasının 2.435503 ədədinə bərabər olması, daha doğrusu, 2-yə yaxın olması modelin qalıqlarının 1-ci tərtib avtokorrelyasiyasının olmaması deməkdir ki, bu da arzu olunan haldır. Qeyd edək ki, Darbin-Uotson statistikasının qiyməti (0;4) aralığında dəyişə bilər: qiymətin sıfıra yaxın olması müsbət avtokorrelyasiyanın, dördə yaxın olması isə mənfi avtokorrelyasiyanın mövcudluğunu göstərir. İkiyə yaxın qiymət – avtokorrelyasiyanın mövcud olmamasını göstərir [8, səh.532-533].

Qalıqların dispersiyasının sabit olması modelin adekvatlığını şərtləndirən Qauss-Markov şərtlərindən biridir [9, səh.41]. Qalıqların sabit olub-olmaması Eviews Tətbiqi Proqram Paketində Breuş-Paqan-Qodfrey testi ilə yoxlanılmışdır (Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey). Nəticə cədvəl 7-də verilmişdir.

Cədvəl 7

Heteroskedastikliyin yoxlanması: Breusch-Pagan-Godfrey testi

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.587643	Prob. F(2,12)	0.5709
Obs*R-squared	1.338057	Prob. Chi-Square(2)	0.5122
Scaled explained SS	0.519895	Prob. Chi-Square(2)	0.7711

Cədvəldən görüldüyü kimi, Fişerin F-statistikasının ehtimal qiyməti 0.05 əhəmiyyətlik səviyyəsindən xeyli böyük olduğu üçün qalıqların heteroskedastiklik fərziyyəsi rədd edilir və 95%-dən yuxarı etibarlılıqla homoskedastiklik halı qəbul edilir.

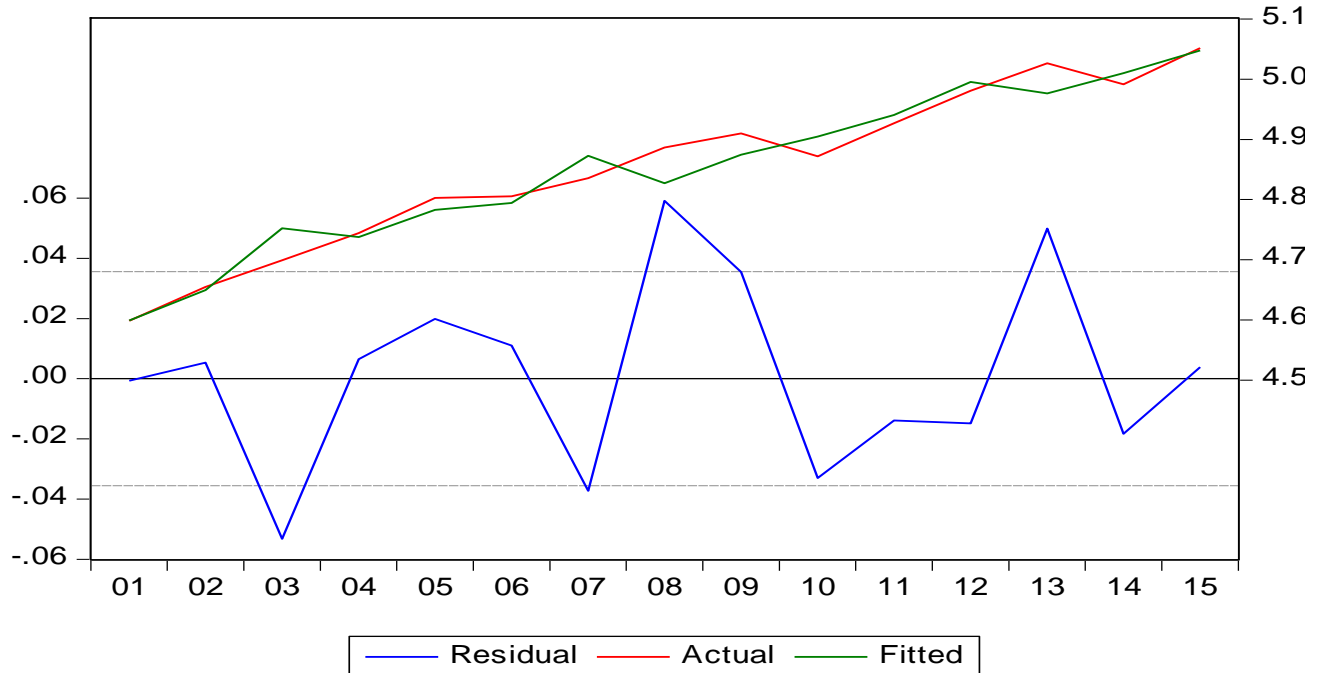
Cədvəl 8

Dikki-Füler testi

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.759956	0.0167
Test critical values:	1% level		-4.057910	
	5% level		-3.119910	
	10% level		-2.701103	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations				
and may not be accurate for a sample size of 13				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESID02)				
Method: Least Squares				
Date: 02/11/17 Time: 16:13				
Sample (adjusted): 2003 2015				
Included observations: 13 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID02(-1)	-1.714253	0.455924	-3.759956	0.0037
D(RESID02(-1))	0.406104	0.294007	1.381275	0.1973
C	0.002641	0.009271	0.284834	0.7816
R-squared	0.672657	Mean dependent var		-0.000114
Adjusted R-squared	0.607189	S.D. dependent var		0.053066
S.E. of regression	0.033259	Akaike info criterion		-3.769816
Sum squared resid	0.011062	Schwarz criterion		-3.639443
Log likelihood	27.50380	Hannan-Quinn criter.		-3.796614
F-statistic	10.27451	Durbin-Watson stat		1.902026
Prob(F-statistic)	0.003758			

Modelin qalıqlarının stasionarlığının yoxlanması üçün tətbiq edilən Dikki-Fuller testi göstərmişdir ki, modelin qalıqlarını stasionar qəbul etmək olar. Belə ki, müvafiq t-statistikanın mütləq qiyməti (3.759956) 5% səviyyələrdəki kritik qiymətindən, modulundan böyükdür. Ona görə də 95% əhəmiyyətliklə stasionar hesab edilə bilər.



Şəkil 3. (10) modelindən alınan qiymətlər (Fitted), faktiki qiymətlər (Actual) və onlar arasındakı fərqin (Residual) dinamikasının qrafiki təsviri

Beləliklə, (10) regressiya tənliyinə əsasən Azərbaycanda kənd təsərrüfatı üçün qiymətləndirilmiş Kobb-Duqlas istehsal funksiyasının standart şəklində aşağıdakı kimi olacaqdır:

$$Y = K^{0,69}L^{0,31}e^{0,03t}$$

Göründüyü kimi, Azərbaycanda kənd təsərrüfatında məhsul buraxılışının əmək sərfinə görə elastiklik əmsalı 0.31-ə, kapitala görə elastiklik əmsalı isə 0.69-a bərabərdir. Qeyd edək ki, inkişaf etmiş ölkələrdə məhsul buraxılışının əmək sərfinə görə elastiklik əmsalı kapitala görə elastiklik əmsalından böyük olur.

Nəticə

Aparılmış təhlillər əsasında aşağıdakı nəticələr əldə olunmuşdur:

- kənd təsərrüfatında əsas fondların hər 1% artımı kənd təsərrüfatının ümumi məhsul buraxılışı həcmi təxminən 0.69% artırır;
- kənd təsərrüfatında çalışan işçilərin sayının hər 1% artımı kənd təsərrüfatının ümumi məhsul buraxılışı həcmi təxminən 0.31% artırır;
- hər il elmi-texniki tərəqqinin təsiri ilə Azərbaycanda kənd təsərrüfatının ümumi məhsul buraxılışı həcmi orta hesabla 3% artma meylinə malikdir.

Yadulla Həsəni, Gülbala Quliyev

Azərbaycanda kənd təsərrüfatı məhsulları istehsalının Kobb-Duqlas funksiyası ilə təhlili

Xülasə

Məqalədə qeyri-neft sektoru olaraq, kənd təsərrüfatının inkişafını zəruri edən amillər nəzərdən keçirilmişdir. Kobb-Duqlas funksiyası vasitəsilə kənd təsərrüfatının mühüm göstəriciləri olan məhsul buraxılışı, əsas fondlar və məşğul əhəlinin sayı arasında qanunauyğunluqlar müəyyən edilmişdir. Göstəricilərin zaman sırası üçün qrafiklər qurulmuşdur. Eviews proqram paketi vasitəsilə statistik testlər yerinə yetirilmiş və zaman sıralarının

stasionarlığı yoxlanmışdır. Aparılmış təhlillər əsasında ekonometrik model qurulmuş və Azərbaycanada kənd təsərrüfatı üçün qiymətləndirilmiş Kobb-Duqlas istehsal funksiyasının standart şəkli müəyyən edilmişdir.

Ядулла Гасанлы, Гюльбала Кулиев

Анализ производства сельскохозяйственной продукции в Азербайджане с помощью функции Кобба-Дугласа

Резюме

В статье рассмотрены факторы, характеризующие развитие сельского хозяйства, являющегося отраслью ненефтяного сектора. С помощью функции Кобба-Дугласа определены закономерности между важными показателями сельского хозяйства, такими как валовой выпуск продукции, основные фонды и занятость населения. На основе временных рядов показателей построены графики. Посредством программного пакета Eviews выполнены статистические тесты и проведен анализ временных рядов на стационарность. На основе анализа построена эконометрическая модель и определена стандартная форма производственной функции, рассчитанной для сельского хозяйства в Азербайджане.

Yadulla Hasanli, Gulbala Guliyev

Production analysis of agricultural products in Azerbaijan by means of function of Cobb-Douglas

Summary

In article the factors necessary for development of the agricultural industry which is an industry of not oil sector were considered. By means of function of Cobba-Douglas regularities between important indicators of agricultural industry as gross output, fixed assets and employment of the population are determined. For times series of indicators graphics are constructed. By means of a software package of Eviews statistical tests are executed and time series analysis on stationarity was carried out. On the basis of the carried out analyses the econometric model is constructed and the standard form of the production function calculated for agricultural industry in Azerbaijan is determined.

Ədəbiyyat

1. “Milli iqtisadiyyat və iqtisadiyyatın əsas sektorları üzrə Strateji Yol Xəritəsinin başlıca istiqamətləri” haqqında Azərbaycan Respublikası Prezidentinin Sərəncamı. 16 mart 2016-cı il.
2. “Azərbaycan Respublikasının milli iqtisadiyyat perspektivi üzrə Strateji Yol Xəritəsi haqqında” Azərbaycan Respublikası Prezidentinin Fərmanı. 6 dekabr 2016-cı il.
3. Yadulla Həsənlı, Rasim Həsənov. İqtisadi tədqiqatlarda riyazi üsulların tətbiqi. Nafta-Press, 2002, 334 s.
4. Н.Ш. Кремер, Б.А.Путко. Эконометрика. М., «Юнити-Дана», 2007.
5. <http://www.stat.gov.az>
6. Марно Вербик. Путеводитель по современной эконометрике. М., «Научная книга», 2008.
7. <http://www.eviews.com/EViews7/1>
8. Y.Həsənlı. Statistika. Praktiki nümunələrlə. Bakı: Tuna, 2014, 564 s.
9. Я.Р.Магнус, П.К.Катышев, А.А.Пересецкий. Эконометрика. Начальный курс: учебник– 6-е изд., перераб. и доп. – Москва. Дело, 2004, 576 с.