

UOT 311.13,311.16

**AZƏRBAYCANIN ƏMƏK BAZARINDA  
İŞSİZLİYİN EKONOMETRİK TƏDQIQI****F.Ə.MİRZƏYEV\*, L.N.HÜSEYNOVA\*\******Bakı Dövlət Universiteti\*, Azərbaycan Dövlət İqtisad Universiteti\*\*  
Farhad\_1958@mail.ru, narxoz-1970@mail.ru***

*Məqalədə Azərbaycanın əmək bazarında işsizliyin vəziyyəti təhlil edilmiş, işsizliyin ekonometrik modeli qurulmuşdur.*

**Açar sözlər:** işsizlik, zaman sıraları, dəyərləndirmə kriteriyaları, əmək bazarı, ekonometrik yanaşma, riyazi gözləmə, dispersiya, infilyasiya səviyyəsi.

Ölkənin sosial-iqtisadi vəziyyətinin əsas göstəricilərindən biri əmək bazarında tələb və təklifin tarazlığıdır və bu tarazlıq dayanıqlı, dinamik inkişaf üçün böyük əhəmiyyətə malikdir.

Bütün iqtisadi sistemlər kimi əmək bazarı da tamlıq, müxtəliflik, qeyri-müəyyənlik, emergentlik və s. kimi kibernetik xarakteristikalara malik mürəkkəb kibernetik sistem kimi qarşıya çıxır. Odur ki, bu bazarın idarə edilməsi vektorunun komponentləri olaraq onun əsas xarakteristikaları arasındakı asılılıqların keyfiyyət və kəmiyyət təhlilinin sintezini təmin edən tənzimləmə mexanizmləri çıxış edir. Bu komponentlər əmək bazarının davranışı və inkişafının proqnozlaşdırılması problemlərinin optimal şəkildə həllini təmin etməlidirlər [7, 9].

Beləliklə, əmək bazarı – həm ümumi kibernetik xarakteristikaları, həm də unikalıq, zəif əlaqəlilik və məqsədyönlülük kimi özəl xarakteristikalara malik mürəkkəb iqtisadi kibernetik sistem kimi nəzərdən keçirilməli və riyazi modelləşdirmə metodu əsasında tədqiq edilməlidir. Bu riyazi tədqiqat mexanizmləri içərisində statistik məlumatların bazasında iqtisadi sistemlərin riyazi – statistik tədqiqi metodu olan ekonometrik modelləşdirmə xüsusi əhəmiyyət kəsb edir. Məhz ekonometrik modelləşdirmə iqtisadi nəzəriyyənin əmək bazarı üzrə irəli sürdüyü iqtisadi qanunların həqiqilik səviyyəsini kəmiyyətə ekspertiza etməyə şərait yaradır [6,14].

Bizim tədqiqatlarımızın ağırlıq mərkəzini ölkənin əmək bazarında işsizliyin səviyyəsinə təsir edən faktorların tərkibinin müəyyənləşdirilməsi və ekonometrik yanaşma əsasında bu təsirin kəmiyyətə qiymətləndirilməsidir [10, 12,15].

Tədqiqatlar göstərir ki, işsizlik problemi həm global səviyyədə, həm də milli iqtisadiyyatlar səviyyəsində əhalinin həyat səviyyəsinə və mənəvi durumuna birbaşa təsir edən faktor kimi diqqəti cəlb edir. Ölkəmizdə aparılan uğurlu sosial-iqtisadi tədbirlər son illərdə çoxsaylı yeni iş yerlərinin açılmasına və işsizliyin səviyyəsini əhəmiyyətli dərəcədə aşağı salmağa imkan vermişdir. Belə ki, son iki ildə bu göstərici 5% hüdudlarında olmuşdur.

Azərbaycanın əmək bazarında işsizliyin səviyyəsinin ekonometrik tədqiqinin informasiya təminatı olaraq 2012–2016-cı illərdə ölkədə işsizliyin aylar üzrə göstəricilərini əks etdirən statistik məlumatlardan istifadə edilmişdir. Bütün göstəricilər AR DSK-nın rəsmi saytının məlumatları əsasında müəllif tərəfindən aşağıdakı zaman sıraları şəklində formalaşdırılmışdır [1,2].

- İzah olunan dəyişən işsizlik göstəricisi (min nəfər) (UNEMPL sırası) İzahedici dəyişənlərin zaman sıraları:
- İnflyasiyanın səviyyəsi göstəricisi (mln. manatla) (CPI sırası)
- Adambaşına gəlir göstəricisi (manatla) (INC PP sırası)
- Orta aylıq əmək haqqı göstəricisi (manatla) (WAGE sırası)
- Nominal ÜDM (mln. manatla) (GDP sırası)

Zaman sıralarının bazasında ekonometrik modelləşdirmə bir sıra tələblərin gözlənilməsinə nəzərdə tutur. Bu tələblərə görə istifadə olunan zaman sırasının stasionarlığının yoxlanmalı, yəni ixtiyari  $t$  zaman momenti üçün onun  $M(x)$  riyazi gözləməsinin və  $D(X)$  dispersiyasının sabitliyi ekspertiza edilməli və onlar dövrü (mövsümü) komponentlərdən təmizlənməlidir. Beləliklə, iqtisadi göstəricilərin zaman sıralarının stasionar olması üçün əsas şərt kimi onun  $(t+1, t+2, \dots)$  zaman momentlərindəki qiymətlərinin ən azı ehtimal baxımından  $(t, t-1, t-2, \dots)$  zaman momentlərindəki qiymətlərinə oxşar olmalıdır. Tədqiqatın zaman sıraları bazasında aparılmasının zəruriliyi isə onunla bağlıdır ki, əmək bazarı üzrə eyni tezliklə ölçülən faktorlar mövcud olmur və yeganə çıxış yolu zaman modellərindən istifadə etməkdir. Bu tip modellərdə istifadə olunan zaman sıralarından hər birinin stasionarlığının yoxlanmasının zəruriliyi onunla bağlıdır ki, stasionar və qeyri-stasionar sıraları eyni üsullarla qiymətləndirmək mümkün deyil.

İqtisadi sistemləri əks etdirən göstəricilər üzrə zəif stasionarlıq halı, yəni prosesin  $M(X)$  riyazi gözləməsinin və  $D(X)$  dispersiyasının zamandan asılı olmayaraq mövcudluğu və avtokorrelyasiya funksiyasının yalnız zaman sırası göstəricilərinin fərqi üçün asılı olması halı tez-tez rast gəlinir. Qeyd edək ki, əmək bazarı göstəriciləri sistemi üçün də proseslərin zəif stasionarlığı halı tez-tez rast gəlinir.

Tədqiqatlar göstərir ki, əmək bazarı sistemi daxilində rast gəlinən sıraların qeyri-stasionarlığı və zəif stasionarlığı hallarının mövcudluğunun əsasında ümumi trendin mövcud olması da dura bilər. Bu halda ekonometrik modelləşdirməyə kointeqrasiya mövqeyindən yanaşmaqla belə trendləri yox etmək və sıralara stasionar xarakter vermək mümkündür.

Əmək bazarı göstəricilərinin zaman sıralarında iki tip trendə - determinləşmiş və stoxastik trendlərə rast gəlinir. Zamana görə təsadüfi olmayan funk-

siyalar kimi qarşıya çıxan determinləşmiş trendə malik zaman sıralarından (qeyd edək ki, xüsusi ədəbiyyatlarda bu sıralara TS – sıralar və ya trend baxımından stasionar sıralar deyilir) trendi yox etməklə onlara stasionar xarakter vermək mümkündür. Zamana görə təsadüfi dəyişən stoxastik trendli zaman sıraları (DS sıraları) isə müəyyən tərtibdə inteqrasiya olunmuş hesab edilir.

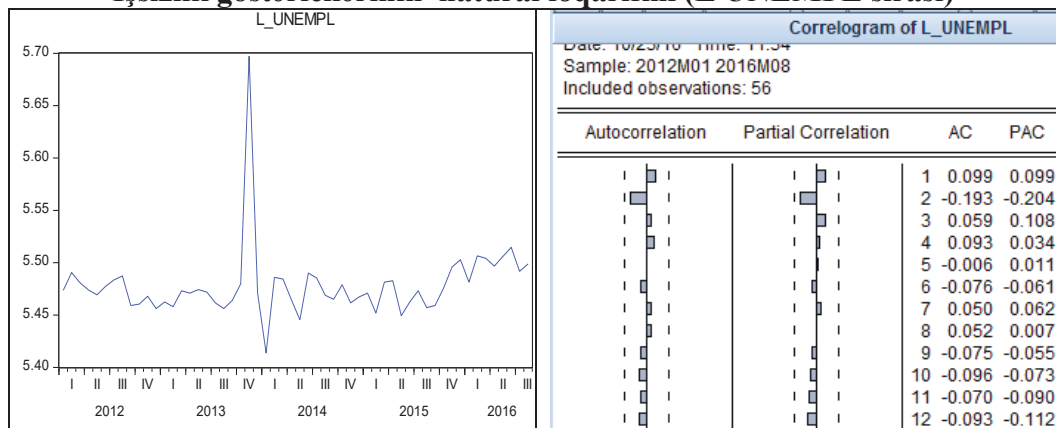
Ekonometrik modelləşdirmə prosesində zaman sıralarının stasionarlığını testləşdirmək üçün qrafiklərin zaman təhlili metodundan və korreloqram (ASF və PASF) metodundan istifadə edilir.

Avtokorrelyasiya funksiyalarının sıralarla bağlı xarakteristikalarına gəldikdə, qeyd etmək lazımdır ki, trendə görə stasionar olan zaman sıralarının bu funksiyalara əsasən qurulmuş korreloqramları qeyri-stasionar zaman sıralarının korreloqramları ilə oxşar olmaq imkanlarına malik olsalar da ACF və PACF funksiyalarının qiymətlərinin statistik əhəmiyyətli olması hallarında belə, bu qiymətlər birinci laqlarda (yəni ACF(1) və PACF(1)-də) vahidə yaxın olmayacaqlar. Zaman sıralarında mövsümlük olduqda isə ACF və PACF funksiyalarının korreloqramlarında bu mövsümlərə uyğun gələn laqlar üzrə həmin avtokorrelyasiya funksiyaları böyük qiymətlər alacaqdır [10, 15].

Təklif olunan alqoritm üzrə əmək bazarı göstəricilərinin zaman sıraları stasionarlığa testləşdirilmiş və onların stasionarlıq səviyyəsi müəyyən olunmuşdur.

Ekonometrik tədqiqatlar nəticəsində məlum olmuşdur ki, işsizlik göstəricilərinin zaman sırası (UNEMPL sırası) və onun natural loqarifmi (L\_UNEMPL sırası) nisbətən sabit  $M(X)$ -ə malik stasionar sıralardır. Aşağıda əmək bazarında işsizlik göstəricisinin stasionarlığa testləşdirilməsinin nəticəsini əks etdirən korreloqram verilmişdir.

### İşsizlik göstəricilərinin natural loqarifmi (L\_UNEMPL sırası)

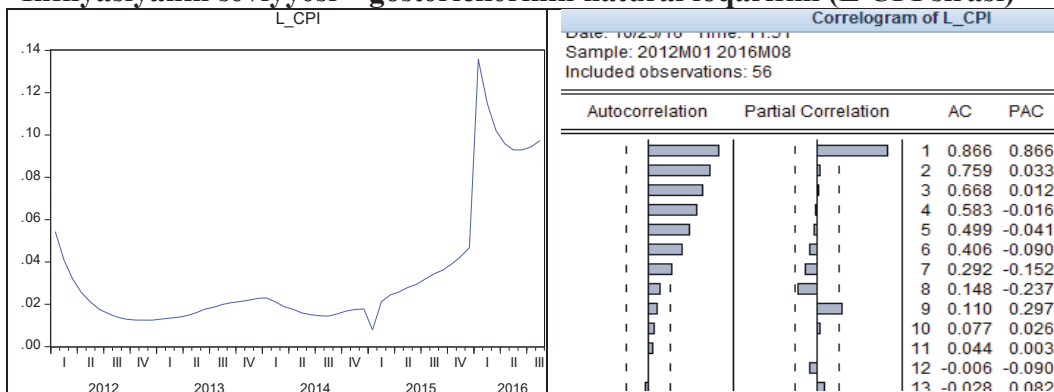


Əgər  $X$  oxuna paralel xətt keçirsək, onda bu sıranın qiymətləri həmin xəttə görə dəyişəcəkdir, yəni sıra nisbətən sabit riyazi gözləməyə malikdir. Deməli, bu sıra stasionardır. Qrafikdə 2013- cü ilin noyabrında güclü additiv sıçrayış müşahidə olunur.

Korreloqrama görə sıra stasionardır, çünki ACF 95%-lik etibarlılıq intervalında sərhədlərini aşmır.

Tədqiqat nəticəsində infilyasiyanın səviyyəsini əks etdirən CPI zaman sırası, bu sıranın loqarifmi (L\_CPI sırası) qismən stasionar sıralar, ölkə üzrə adambaşına gəlir göstəricisinin zaman sırası (İNC PP sırası) və onun logarifmi (L\_INC PP sırası) isə mövsümlük üzündən stasionar olmayan, lakin stasionar olmaq imkanına malik (səviyyələrdə stasionar) sıralar hesab olunmuşdur. Aşağıda infilyasiyanın səviyyəsi göstəricisinin (CPI sırası) qismən stasionar, adambaşına gəlir göstəricisi (İNC PP sırası) isə səviyyələrdə stasionar olması haqqında qərar qəbul etməyə imkan verən korreloqram əks olumuşdur.

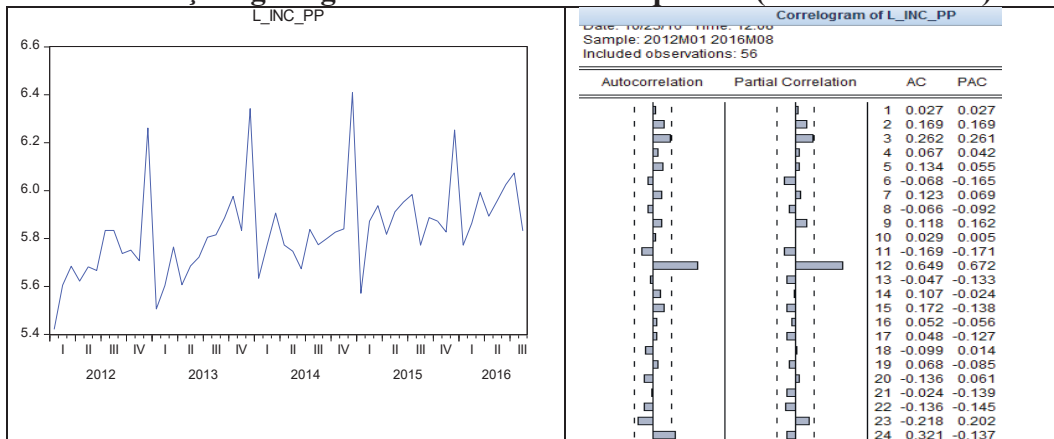
### İnfilyasiyanın səviyyəsi – göstəricilərinin natural loqarifmi (L CPI sırası)



Bu sıra da qismən stasionardır, belə ki, dispersiyanın sabit olduğu dövrlər mövcuddur. Bu qrafikdə də baxılan dövrdə iki kəskin fərqlilik momentləri müşahidə olunur:  
**2015** – ci ilin yanvar ayı – infilyasiyanın səviyyəsinin kəskin aşağı düşməsi  
**2016** – cı ilin yanvar ayı – infilyasiyanın səviyyəsinin kəskin artması

Nəzəri cəhətdən sıra səviyyələrdə stasionardır, çünki birinci laqların qiymətlərdən asılı olmayaraq bir neçə ilkin qiymətlərdən sonra ACF kəskin azalır.

### Adambaşına gəlir göstəricisinin natural loqarifmi (L INC PP sırası)



Sıranın xarakteristikaları İNC PP sırasındakı xarakteristikalara çox yaxındır və onlara identik hesab oluna bilər.

Sıra üçün ACF və PACF xarakteristikaları İNC PP sırasının xarakteristikalarına çox yaxındır və onlara identik hesab oluna bilər.

Tədqiqat prosesində ölkədə adambaşına gəlirin mövsümlük komponentlərindən təmizlənmiş səviyyəsinin, daha doğrusu mövsümlük nəzərə alınmaqla adambaşına gəlirin səviyyəsinin artımının natural loqarifmi (L\_INC\_PP\_SA sırası), iqtisadiyyatda orta aylıq əmək haqqı göstəricisi (WAGE sırası) və onun natural loqarifmi (L\_WAGE sırası) isə qeyri-stasionar xarakteristikalara malik zaman sıraları kimi qiymətləndirilmişdir.

Əmək bazarı üzrə göstəricilərin zaman sıralarının stasionarlığının qiymətləndirilməsində onların inteqrasiya olunma dərəcələrinin müəyyən edilməsi mühüm əhəmiyyət kəsb edir.

Biz bu tədqiqatımızda informasiya bazası kimi istifadə etdiyimiz zaman sıralarının inteqrasiya olunma dərəcələrini araşdırmaq üçün Diki – Fulerin genişləndirilmiş testindən (ADF testi), Filips – Perron testindən (PP testi) və Kvyatkovskiy – Fillips – Şmidt – Şinn testindən (KPSS testi) istifadə etmişik və bu mexanizmlərin köməyiylə sıralar vahid kökə testləşdirilərək onların stasionarlığı haqqında son qərar qəbul edilmişdir.

### **Əmək bazarı üzrə zaman sıralarının vahid kökə testləşdirilməsinin nəticələri**

Göstəricilər	ADF test			PP test			KPSS test		
	Spesifikasiya.	Müshahidə.	Krit 5%	Spesifikasiya.	Müshahidə	Krit 5%	Spesifikasiya.	Müshahidə.	Krit 5% (10%)
<i>unempl</i>	I(0),C,1	-6.68	-2.92	I(0),C	-6.65	-2.92	I(0),C	0.146	0.463
<i>l_unempl</i>	I(0),C,1	-6.57	-2.92	I(0),C	-6.63	-2.92	I(0),C	0.155	0.463
<i>gdp</i>	I(0),C,1	-5.13	-2.92	I(0),C	-5.23	-2.92	I(0),C	0.141	0.463
<i>l_gdp</i>	I(0),C,1	-5.12	-2.92	I(0),C	-5.15	-2.92	I(0),C	0.129	0.463
<i>cpi</i>	I(1),N,1	-8.21	-1.95	I(1),N	-8.34	-1.95	I(1),C	0.373	0.463
<i>l_cpi</i>	I(1),N,1	-8.08	-1.95	I(1),N	-8.16	-1.95	I(0),C	<b>0.213</b>	<b>0.216</b>
<i>l_cpi_sa</i>	I(1),N,1	-8.13	-1.95	I(1),N	-8.21	-1.95	I(0),C	<b>0.213</b>	<b>0.216</b>
<i>inc_pp</i>	I(0),TC,1	-9.16	-3.49	I(0),TC	-9.16	-3.49	I(0),TC	0.033	0.146
<i>l_inc_pp</i>	I(0),TC,1	-9.23	-3.49	I(0),TC	-9.33	-3.49	I(0),TC	0.06	0.146
<i>l_inc_pp_sa</i>	I(0),TC,1	-5.01	-3.49	I(0),TC	-5.00	-3.49	I(0),TC	0.04	0.146
<i>wage</i>	I(1),C,1	-11.27	-2.92	I(1),C	-11.27	-2.92	I(0),C	0.076	0.463
<i>l_wage</i>	I(1),C,1	-12.64	-2.92	I(1),C	-12.64	-2.92	I(0),C	<b>0.500</b>	<b>0.739</b>

**Mənbə:** cədvəl Eviews program paketi əsasında müəllif tərəfindən tərtib edilmişdir.

Cədvəldə əks olunmuş informasiyanın tədqiqi göstərir ki, qəbul edilmiş zaman intervalında əmək bazarının tədqiqata cəlb olunmuş bütün reqressorları sabit səviyyələrdə stasionardırlar. Bu sıralamanın yalnız iki reqressor – inflyasiyanın səviyyəsi və orta aylıq əmək haqqı reqressorları pozur və tam stasionar deyillər. Lakin bu kənarlaşma da nisbi xarakter daşıyır və bu reqressorları da trendsiz və sabitsiz stasionarlığa gətirilmiş izahedici dəyişənlər hesab etmək olar. Deməli, son qərar olaraq əmək bazarı üzrə istifadə etdiyimiz reqressorların bir çoxunun [01.2012-08.2016] zaman intervalında sıfır tərtibdə inteqrasiya olunmuş hesab edə bilərik.

Müasir ekonometrika iqtisadi sistemin Y (asılı dəyişən) və X (sərbəst dəyişən) göstəriciləri arasındakı asılılığı kəmiyyətə qiymətləndirmək üçün empirik fenomen hesab edilən Greydjerə görə kəuzallıq (səbəb olmaq) prinsipi

pindən istifadə edir. Bu prinsipin əsasını belə bir müddəə təşkil edir ki, Y izah olunan dəyişən haqqında fikir söylənən zaman X izahedici dəyişəndən istifadə orta kvadratik səhvin azalmasına səbəb olur, daha doğrusu X dəyişəni Y dəyişəninə nəzərən kauzal hesab olunur. Bu halda nəzərə alınır ki, kauzallıq özünü ani olaraq büruzə verə bilməz və bunun üçün müəyyən  $t$  zamanı ( $t \neq 0$ ) tələb olunur və istifadə olunun zaman sıralarında struktur sürüşmələrinin mövcud olması, bəzi vacib faktorların tədqiqatda iştirak etməməsi kauzal əlaqələrin spektrini təhrif edə bilər.

- Aşağıdakı cədvəldə  $L$  UNEMPL (işsizlik göstəricilərinin natural loqarifmi) və  $L$  WAGE (orta aylıq əmək haqqı göstəricisinin natural loqarifmi) sıraları arasında üzünmüddətli əlaqənin mövcudluğunun Greyndjer testi ilə yoxlanmasının nəticələri əks olunmuşdur.

Pairwise Granger Causality Tests  
 Sample: 2012M01 2016M08  
 Lags: 8

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
L_UNEMPL does not Granger Cause L_WAGE	48	0.48317	0.8586
L_WAGE does not Granger Cause L_UNEMPL		5.74801	0.0106

Testin nəticələri göstərir ki, əmək haqqı 8 ay gecikmə ilə (laqın optimal uzunluğu) işsizliyin səviyyəsinə əhəmiyyətli dərəcədə təsir göstərir. F-Statistic =5,748 =>  $p(F)=0,0106 < 0,05$  olduğu üçün belə hesab edilə bilər ki, əmək haqqı işsizlik göstəricisi üçün Greyndjer səbəb rolunu oynayır. Bu fakt iqtisadi nəzəriyyə ilə də uzlaşır, belə ki, əmək haqqı əsasən 7 - 8 aydan sonra təsir göstərməyə başlayır.

- Aşağıdakı cədvəldə  $L$  UNEMPL sırası və  $L$  INC PP SA (adambaşına gəlir göstəricisinin loqarifmi) sırası arasındakı uzunmüddətli əlaqənin mövcudluğunun Greyndjer testi ilə yoxlanmasının nəticələri əks olunmuşdur.

Pairwise Granger Causality Tests  
 Sample: 2012M01 2016M08  
 Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
L_INC_PP_SA does not Granger Cause L_UNEMPL	55	4.37436	0.0414
L_UNEMPL does not Granger Cause L_INC_PP_SA		0.43534	0.5123

Testin nəticələri göstərir ki, adambaşına gəlir göstəricisi bir aylıq gecikmə (laqın optimal uzunluğu) ilə işsizliyin səviyyəsinə əhəmiyyətli təsir göstərir. F-Statistic =4,3743 =>  $p(F)=0,0414 < 0,05$ , olduğu üçün adambaşına gəlir göstəricisi işsizlik üçün Greyndjer səbəbdir.

• Aşağıdakı cədvəldə *L UNEMPL* və *L INVEST* (işsizlik göstəricisinin natural loqarifmi ilə investisiyalar) sıraları arasında uzunmüddətli əlaqənin mövcudluğunun Greyndjer testi ilə yoxlanmasının nəticələri əks olunmuşdur.

Pairwise Granger Causality Tests  
Sample: 2012M01 2016M08  
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
L_INVEST does not Granger Cause L_UNEMPL	55	2.30615	0.1349
L_UNEMPL does not Granger Cause L_INVEST		5.69901	0.0206

Testin nəticəsi əks əlaqənin mövcudluğuna işarə edir, yəni investisiyalar işsizliyə deyil, əksinə, işsizlik investisiyalara təsir edir. Deməli, bu göstərici işsizliyin səviyyəsinə təsir göstərmir və onu modelə daxil etməmək olar. F-Statistic =5,699 =>  $p(F)=0,0206 < 0,05$  olduğundan, işsizlik göstəricisi investisiya göstəricisi üçün Greyndjer səbəb rolunu oynayır.

• Aşağıdakı cədvəldə *L UNEMPL* və *L CPI*. (işsizlik göstəricisinin natural loqarifmi ilə inflyasiyanın səviyyəsinin natural loqarifmi) sıraları arasında uzunmüddətli əlaqənin mövcudluğunun Grenjer testi ilə yoxlanmasının nəticələri əks olunmuşdur.

Pairwise Granger Causality Tests  
Sample: 2012M01 2016M08  
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
L_CPI does not Granger Cause L_UNEMPL	55	4.32994	0.0424
L_UNEMPL does not Granger Cause L_CPI		0.57050	0.4535

Testləşdirmənin nəticələri göstərir ki, inflyasiya göstəricisi bir aylıq gecikmə ilə (laqın optimal səviyyəsi) işsizliyin səviyyəsinə əhəmiyyətli dərəcədə təsir göstərir. F-Statistic =4,329 =>  $p(F)=0,0424 < 0,05$  olduğundan, inflyasiyanın səviyyəsi işsizlik göstəricisi üçün Greyndjer səbəbi rolunu oynayır.

Aşağıdakı cədvəldə *L UNEMPL* və *L GDP* (işsizlik göstəricisinin natural loqarifmi ilə ÜDM) arasında uzunmüddətli əlaqənin mövcudluğunun Grendjer testi ilə yoxlanmasının nəticələri əks olunmuşdur.

Pairwise Granger Causality Tests  
Sample: 2012M01 2016M08  
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LGDP does not Granger Cause L_UNEMPL	55	0.41595	0.5218
L_UNEMPL does not Granger Cause LGDP		2.76639	0.1023

Testləşdirmənin nəticəsi göstəricilər arasında zəif əks əlaqənin olduğunu göstərir. Belə ki, ÜDM işsizliyə deyil, əksinə işsizlik ÜDM – ə təsir göstərir və bu göstəricini modelə daxil etməmək olar.  $F\text{-Statistic} = 2,766 \Rightarrow p(F) = 0,1023 < 0,11$  olduğu üçün işsizlik göstəricisi ÜDM üçün Greyndjer səbəb rolunu oynayır.

İstifadə olunmuş testləşdirmə bazasında ölkənin əmək bazarında işsizliyin səviyyəsinin seçilmiş izahedici dəyişənlərdən asılılığının kointeqrasiya modeli qurulmuşdur.

$$LUnempl_t = 6,22 + 0,43CPI_{t-1} - 0,24LUnempl_{t-2}^* + 0,08Wage_{t-8} - 0,06LIncPPsa_t + 0,23D112013 + e_t \quad (1)$$

\***Qeyd:** Bu izahedici dəyişən avtoregressiya dəyişəni olub, işsizlik göstəricisinin inert (ləng) dəyişən olduğunu, yəni öz-özünə iki aylıq gecikmə ilə təsir etdiyini göstərir.

Bu model üçün qalıqların “ağ küyə” malik olub-olmaması DF testinin vasitəsilə yoxlanmış və məlum olmuşdur ki, None spesifikasiyası səviyyəsində modelin qalıqları stasionardır. Deməli, (1) modeli laqlara və fiktiv dəyişənə malik kointeqrasiya modelidir. Ramsey testi isə bu modelin düzgün spesifikasiya olduğunu göstərmişdir. Modelin qüsürü isə ondan ibarətdir ki, DW statistikasının onun qalıqlarının avtokorrelyasiyaya malik olduğunu göstərmişdir. Odur ki, (1) modelinin qalıqlarının korreloqramlarındakı iki additiv sıçrayışı nəzərə alınmaqla bu model üç fiktiv dəyişənli aşağıdakı regressiya modelinə transformasiya edilmişdir.

$$LUNEPL = 6,174901 + 0,41567CPI(-1) - 0,238702LUNEPL(-2) + 0,104946LWAGE(-8) - 0,077938INC.PP.SA + 0,229917DII2013 - 0,024209DO52014 - 0,027097D082015 \quad (2)$$

(2) modelinin statistikasının tədqiqi prosesində məlum olmuşdur ki, onun bütün izahedici dəyişənləri və additiv sıçrayışları əks etdirən fiktiv dəyişənlər statistik əhəmiyyətlidir, yəni model düzgün spesifikasiya olunmuşdur. Eləcə də məlum olmuşdur ki, bu model üçün Qaus – Markov teoreminin eqzogen parametrlər arasında ciddi xətti asılılığın mövcud olmaması ilə bağlı tələbi ödənilir, yəni (2) modeldə multikolleniarlıq yoxdur.

Bu modelin əmək bazarında mövcud situasiyaya adekvatlığının daha bir sübutu onunla əlaqədardır ki,  $P(\text{Jarque-Bera}) = 0,9706 > \alpha = 0,05$  olduğundan modelin qalıqları normal paylanmaya malikdir və  $1,5 < DW = 1,66 < 2,5$  olduğundan, 1-ci tərtib avtokorrelyasiya mövcud deyil. Sonuncu müddəa Breuş – Qodfri testi vasitəsilə bir daha yoxlanmış və  $P_{\text{rob}} \text{RESID}(-1) = 0,2521 > \alpha = 0,05$  olduğundan təsdiqlənmişdir.

(2) modelinin Vayt statistikasını əsasında testləşdirilməsi onun heteroskedastikliyə də “yoluxmadığını” aşkar etmişdir.

Beləliklə, (2) modeli üçün Qaus – Markov şərtləri tam ödənilir və onu əmək bazarında işsizliyin səviyyəsinin təhlili və proqnozlaşdırılması üçün ya-



rarlı mexanizm kimi dəyərləndirmək olar.

Biz tədqiqat prosesində əmək bazarında işsizliyin səviyyəsinin ekonometrik tədqiqatı davam etdirərək SPI sırasının (infilyasiyanın səviyyəsi göstəricisi) logariflənmiş variantı olan  $L\_SPI$  sırası ilə əvəzləyərək, (2) modelini aşağıdakı əlavəli modelə çevirmişik:

$$\begin{aligned} LUNEPL = & 6,601836 + 0,449292LCPI(-1) - 0,237237LUNEPL(-2) + \\ & + 0,091607LWAGE(-8) - 0,067578LINCPPSA + 0,229039D112013 - \\ & - 0,023274DO52014 - 0,025864DO82015 \end{aligned} \quad (3)$$

Alınmış yeni reqressiya modelinin statistik xarakteristikalarının yoxlanması aşağıdakı nəticələri vermişdir.

- Modelin bütün əmsalları üçün  $P < 0,05$  şərti ödənilir, yəni (3) reqressiya tənliyinin bütün əmsalları 95% - lik qiymətlilik səviyyəsində əhəmiyyətlidirlər. Bu isə onu göstərir ki, həmin əmsallarla bağlı izahedici dəyişənlər də statistik əhəmiyyətlidirlər. Modelə daxil edilmiş fiktiv dəyişənlərin də əhəmiyyətli olması onların modelə daxil edilməsinin düzgün yanaşma olduğunu göstərir.
- Modelin statistikasına görə  $F_{sta}=94,09$ -dur, Fişer statistikasının  $P_{cht}(F_{stat})$  qiyməti isə 0,00-a bərabərdir. Bu qiymət  $\alpha=0,05$ -dən kiçik olduğundan qiymət  $R^2=0,9427$ -yə bərabər olan determinasiya əmsalı əhəmiyyətlidir və model adekvatdır. Deməli, Azərbaycan Respublikasının əmək bazarında işsizliyin variyasiyasının 94,3%-i nəzərdən keçirdiyimiz izahedici reqressorların təsiri ilə bağlıdır.
- (3) modelinin spesifikasiyası uğurludur, çünki onun Ramsey testi ilə yoxlanması zamanı  $F_{stat}$  qiyməti  $Prob(F-stat)=0.351071 > \alpha=0,05$  alınmış və modelin spesifikasiyasının doğru olması haqqında  $H_0$  hipotezi təsdiqlənmişdir.
- (3) modelinin multikolleniarlığa “yoluxmasının” dispersiya – infilyasiya faktorunun variyasiyası metodu ilə testləşdirilməsi aparılmış və VİF-in bütün qiymətləri üçün  $VİF < 5$  şərtlərinin ödəndiyi aşkar edilmişdir. Deməli, (3) reqressiya modelində multikolleniarlıq yoxdur.
- (3) reqressiya modeli üçün qalıqların orta qiymətləri sıfıra bərabər olduğu üçün  $Mean = -1,16e^{-15} \approx 0$ ,  $E(U_i)=0$  şərti ödənilir.  $P(Jarque-Bera)=0,9471 > \alpha=0,05$  olduğu üçün modeldə qalıqlar normal paylanmışdır.
- (3) reqressiya modelinin DW kriteriyası, qalıqların kolleloqramının qurulması metodu və Breuş – Qodfri testi vasitəsilə avtokorrelyasiyanın mövcudluğunun testləşdirilməsi zamanı bu modeldə həm 1-ci tərtib, həm də 2-ci tərtib avtokorrelyasiyanın mövcud olmadığı məlum olmuşdur.
- (3) reqressiya modelinin Vayt testi vasitəsilə yoxlanışı göstərmişdir ki, bu model üçün qalıqların homoskedastikliyi mövcuddur və heteroskedastikliyin mövcudluğu haqqında hipotez qəbul edilmir.

Beləliklə, (2) modeli kimi, (3) reqressiya modeli üzrə də Qaus – Markov

şərtləri tam ödənilir və bu modeli də yüksək statistik xarakteristikalara malik, əmək bazarında göstəricilər arasındakı qarşılıqlı əlaqələrin təhlili və proqnozlaşdırılması üçün səmərəli mexanizm kimi dəyərləndirmək olar.

Əmək bazarında işsizliyin səviyyəsinin (2) və (3) reqressiya modellərinin keyfiyyətlərinin müqayisəsinin kəmiyyət xarakteristikaları müstəvisində aparmaq üçün müxtəlif kriteriyalardan istifadə etmək olar. Bu kriteriyalara t statistikasının qiymətləri kriteriyasını, determinasiya əmsalı və normallaşdırılmış determinasiya əmsalı kriteriyasını, modelin proqnoz qiyməti xarakteristikasını, proqnozun logarifmik səhvi kriteriyasını, informasiya kriteriyaları toplusunu (Amemiya, Akayke, Şvarts) göstərmək olar.

Qeyd edək ki, sonuncu qrup kriteriyalar (informasiya kriteriyaları) reqressiya modelinin keyfiyyətini daha dolğun əks etdirirlər. Bu kriteriyalar  $AF \rightarrow \min$ ;  $AIC \rightarrow \min$ ;  $SIC \rightarrow \min$  şəklində formalaşdırıldığı üçün, onların qiymətləri nə qədər kiçik olarsa, model bir o qədər keyfiyyətli hesab olunacaqdır.

Aşağıdakı cədvəldə ölkənin əmək bazarında işsizliyin səviyyəsinin tədqiqi və proqnozlaşdırılması üçün tərtib etdiyimiz (2) və (3) reqressiya modellərinin bu qiymətləndirmə kriteriyaları üzrə müqayisənin nəticələri əks olunmuşdur.

Seçim kriteriyaları	2 modelinin dəyişənləri yığımı	3 modelinin dəyişənləri yığımı	Qeyd
	CPI(-1) L_UNEMPL(-2) L_WAGE(-8) L_INC_PP_SA D112013 D052014 D082015	L_CPI(-1) L_UNEMPL(-2) L_WAGE(-8) L_INC_PP_SA D112013 D052014 D082015	
p(t-ststistika)	0.0000 0.0000 0.0107 0.0200 0.0000 0.0199 0.0101	0.0000 0.0000 0.0256 0.0397 0.0000 0.0241 0.0140	Ehtimalların qiymətinə görə (2) modelinin əhəmiyyətliliyi daha yaxşıdır
$R^2$	0.9419	0.9427	(3) modelində daha yüksəkdir
Normallaşdırılmış $R^2$	0.9317	0.9326	(3) modelində daha yüksəkdir
V(%)	0.1781	0.1768	(3) modelində daha yüksəkdir, yəni bu modelin proqnoz keyfiyyəti daha yüksəkdir
EL(%)	2.0624008	2.0624007	(3) modelində daha azdır
AF	0.005328	0.00525	(3) modelində daha azdır
AIC	-6.2710	-6.2856	(3) modelində daha azdır
SIC	-5.9592	-5.9737	(3) modelində daha azdır

Beləliklə, Azərbaycan Respublikasının əmək bazarında işsizliyin səviyyəsinin təhlili və proqnozlaşdırılmasında (3) modelindən istifadə bir çox para-

metrlərə görə (2) modelindən daha əlverişlidir. Çünki bu modelin real şəraitə adekvatlığı daha yüksəkdir və onun yaxşı proqnoz keyfiyyətləri vardır. (3) modelinin anomal qalıqları yoxdur və onun bütün əmsalları 5% səviyyəsində əhəmiyyətlidir.

(3) reqressiya modelinin iqtisadi inteqrasiyasına əsaslanaraq Azərbaycan Respublikasının əmək bazarında işsizliyin səviyyəsinin dinamikası üzrə aşağıdakı nəticəyə gəlinir:

- Ölkədə infilyasiyanın səviyyəsinin 1 % artması işsizliyin səviyyəsini 0,449% artırır və bu zaman infilyasiya işsizliyin səviyyəsinə ani deyil, bir aydan sonra təsir göstərir. Orta aylıq əmək haqqının 1 % artımı işsizliyin səviyyəsinə 8 aydan sonra təsir edir və işsizlərin sayını 0,091% artırır. Adambaşına gəlirin artması isə işsizliyin səviyyəsinə ani olaraq neqativ təsir edir və onu 0,068% azaldır. Modelin sərbəst həddi avtonom səviyyəni əks etdirir ( $LUnempl(-2)$ ) avtoreqressiya dəyişəninə qiyməti əlavə olunmaqla:  $6,601836+(-0,237237)=6,364549$ ). Bu kəmiyyət göstərir ki, bütün təsiredici faktorların qiymətlərinin sıfıra bərabər olması halında (təsir yoxdur) ölkədə işsizliyin səviyyəsi 6,3646% olacaqdır. Bu hal onu göstərir ki, ölkədə işsizliyin səviyyəsinə yalnız seçdiyimiz izahedici faktorlar deyil həm də bir sıra nəzərə almadığımız faktorlar da təsir göstərir. Bu model bazasında aparılmış praktiki tədqiqatlar nəzəri qarşılıqlı əlaqələri təsdiq etdi, yəni (3) modelindən iqtisadi situasiyanı sabitləşdirmək üçün işsizliyin səviyyəsinin gələcək proqnozlaşdırılmasında istifadə etmək olar.

## ƏDƏBİYYAT

1. [www.stat.gov.az](http://www.stat.gov.az)
2. [www.maliyye.gov.az](http://www.maliyye.gov.az)
2. Насизалов Ю.И., Кəримова У.Р., Нусейнова Л.Н. Эконометрика. Баки, 2013
3. Бородич С.А. Эконометрика. Минск, 2006
4. Васенкова Е.М., Абакумова Ю.Г., Бокова С.Ю. Практикум по эконометрике. Минск, 2015
5. Балаш В.А., Харламов А.В. Эконометрика. Саратов, 2008.
6. Гусейнова Л.Н. Вопросы эконометрического анализа рынка труда Азербайджана. Журнал «Экономика и предпринимательство». М., № 8, 2016, с. 530-536.
7. Кулиев Т.А., Азизова Э.Д., Мустафаева З.И., Байрамова С.Р. Управление человеческими ресурсами. Баку, 2012
8. Кулиев Т.А. Регулируемая рыночная экономика. Баку, 2000
9. Кулиев Т.А. Управление человеческими ресурсами (монография). Баку, 2014
10. Кристофер Доугерти «Введение в эконометрику». М., 2009.
11. Елисеева И.И. Эконометрика. М.: Финансы и статистика, 2003.
12. Эконометрика и экономико-математические методы и модели. Учебное пособие. Минск: БГЭУ, 2018
13. Damador N. Gujerati «Temel ekonometri». İstanbul, 2012
14. Насизалов Ю.И., Зеяналов М.У. Иқтисоди кибернетика. Баки, 2012
15. Автореферат диссертации на соискание ученой степени доктора философии по экономике Гусейнова Л.Н. на тему «Анализ прогнозирования рынка труда на основе эконометрических методов»

# ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ БЕЗРАБОТИЦЫ НА РЫНКЕ ТРУДА АЗЕРБАЙДЖАНА

Ф.А.МИРЗОЕВ, Л.Н.ГУСЕЙНОВА

## РЕЗЮМЕ

В статье анализируется ситуация безработицей на рынке труда Азербайджана, строится эконометрическая модель безработицы.

**Ключевые слова:** безработица, временные ряды, критерии оценки, эконометрический подход, рынок труда, математическое ожидание, дисперсия, уровень инфляции.

# ECONOMETRIC INVESTIGATION OF UNEMPLOYMENT IN AZERBAIJANS LABOR MARKET

F.A.MIRZAYEV, L.N.HUSEYNOVA

## SUMMARY

The article analyzes the situation of unemployment in the labor market of Azerbaijan, builds an econometric model of unemployment.

**Keywords:** unemployment, time series, evaluation criteria, labor market, econometric approach, mathematical expectation, variance, inflation rate.