

AZƏRBAYCAN RESPUBLİKASI TƏHSİL NAZİRLİYİ
AZƏRBAYCAN DÖVLƏT İQTİSAD UNİVERSİTETİ
MAGİSTRATURA MƏRKƏZİ

Əlyazması hüququnda

Məhərrəmli Elmurad Elşən oğlu

“Əmək bazarının optimallaşdırılması modellərinin qurulması”
mövzusunda

MAGİSTR DİSSERTASIYASI

İxtisasın şifri və adı İİM 01.00.00 - Ümumi iqtisadiyyat

İxtisaslaşma İİM 01.00.27 - İqtisadi kibernetika

Elmi rəhbər:

dos Y.İ.Hacızalov

Magistr proqramının rəhbəri:

dos A.H.Əliyev

Kafedra müdiri dos Y.İ.Hacızalov

BAKİ - 2017

MÜNDƏRİCAT

GİRİŞ.....	səh. 3
I FƏSİL: ƏMƏK BAZARININ TƏDQIQININ NƏZƏRİ - METODOLOJİ ƏSASLARI	
1.1 Bazar iqtisadiyyatı sistemində əmək bazarının yeri və rolu.....	səh. 6
1.2 Əmək bazarı-riyazi modelləşdirmə obyektı kimi.....	səh. 15
II FƏSİL: ƏMƏK BAZARININ İQTİSADI – RİYAZİ MODELƏRİNİN QURULMASININ RİYAZİ ƏSASLARI	
2.1 Əmək bazarının tədqiqi və proqnozlaşdırılmasının cüt reqressiya modelləri.....	səh. 23
2.2 Əmək bazarının tədqiqi və proqnozlaşdırılmasında çox reqressiya modellərinin tətbiqi.....	səh. 34
III FƏSİL: EKONOMETRİK MODELƏŞDİRİLMƏ ƏSASINDA ƏMƏK BAZARININ OPTİMAL İDARƏ EDİLMƏSİ STRATEGİYALARININ QURULMASI	
3.1 Əmək bazarında asılılıqlarının cüt reqressiya modellərinin qurulması.....	səh. 50
3.2 Əmək bazarında asılılıqlarının çox reqressiya modellərinin qurulması və qiymətləndirilməsi.....	səh. 54
NƏTİCƏ.....	səh. 86
ƏDƏBİYYAT.....	səh. 88

Giriş

Mövzunun aktuallığı. Əmək bazarı–bazar sisteminin vacib komponentlərindən biri olmaqla əhalinin sosial-iqtisadi həyatında, insanların layiqli həyat səviyyəsinin təmin edilməsində mühüm rol oynayır. Əmək bazarı cəmiyyətdə mövcud olan bir çox problemləri- əhalinin işsizliyi ilə bağlı problemləri, işçi qüvvəsinin miqrasiyası ilə bağlı problemləri, əhalinin həyat səviyyəsi və real gəlirlərinin dəyişməsi dinamikasını aydın şəkildə əks etdirir. Odur ki, bu problemlərin həlli ölkənin həm siyasi, həm də iqtisadi həyatına biləvasitə təsir göstərilir. Əmək bazarında iş təklif edənlərlə işə götürənlər arasındakı qarşılıqlı münasibətlərdə optimal səviyyənin-yəni tarazlığın təmin edilməsi və qorunub saxlanması son nəticədə milli iqtisadiyyatın yüksələn xətlə inkişafına, ölkədə daxili sabilliyin bərqərar olmasına gətirib çıxardır. Odur ki, əmək bazarının əsas göstəricilərinin qarşılıqlı təsirlərinin, eləcə də bu parametrlərin digər iqtisadi sistemlərə təsirlərinin kəmiyyətə qiymətləndirilməsi və bu qiymətlərin optimallığının təmin edilməsinə idarəetmənin mühüm problemlərindən biri kimi yanaşılmalıdır.

Əmək bazarı mürəkkəb, dinamik və stoxostik təbiətli iqtisadi-kibernetik sistem olduğundan onun davranışı və inkişafının optimallaşdırılmasını yalnız riyazi modelləşdirmə metodları əsasında təmin etmək mümkündür. Magistr dissertasiyasının mövzusunun və yerinə yetirilmiş tədqiqatların aktuallığı məhz bu baxımdan qiymətləndirilməlidir.

Mövzunun öyrənilmə səviyyəsi. Əmək bazarı-prioritetli iqtisadi sistem kimi həmişə iqtisadçı alimlərin diqqət mərkəzində olmuşdur. Odur ki, ölkənin bir çox iqtisadçı alimləri – akad.Z.Səmədzadə, prof.T.Quliyev, AMEA-nın müxbir üzvü Ş.Muradov, prof.K.Şahbazov və s. öz elmi tədqiqatlarında əmək bazarı ilə bağlı problemlərə geniş yer vermişlər.

Əmək bazarının kibernetik sistem xarakteristikalarının tədqiqi ilə məşğul olmuş ölkə alimlərinə misal olaraq prof.Y.Həsənlini, prof.Ş.Sadiqovu, prof.R.Quliyevi, MEA-nın müxbir üzvü A.Musayevi və s. göstərmək olar.

Lakin əmək bazarına xas unikal kibernetik xarakteristikaları nəzərə almaqla, onun göstəricilərinin optimallaşdırılması istiqamətində tədqiqatlar aparmağa və alınmış nəticələr əsasında optimal idarəetmə strategiyaları qurmağa ehtiyac vardır.

Tədqiqatın məqsədi və vəzifələri. Təqdim edilən magistr dissertasiyasının məqsədi əmək bazarına mürəkkəb iqtisadi-kibernetik sistem kimi yanaşaraq, onun əsas göstəriciləri arasındakı asılılıqların reqressiya modellərini qurmaq və bu modellərin nəticələrinə əsaslanaraq əmək bazarı üzrə optimal idarəetmə strategiyaları təklif etməkdir. Qarşıya qoyulmuş bu məqsədə çatmaq üçün magistr dissertasiyasında aşağıdakı məsələlər qoyulmuş və həll edilmişdir:

Ölkədə formalaşmış bazar iqtisadiyyatı sistemində əmək bazarının yeri və rolu sistemli şəkildə tədqiq edilmişdir;

Əmək bazarına optimal idarəetmə obyektini kimi yanaşılaraq, onun optimal parametrlərinin müəyyən edilməsində istifadəsi mümkün olan riyazi modelləşdirmə metodları müəyyən edilmişdir;

Əmək bazarının ekonometrik tədqiqində xətti cüt reqressiya tənliklərindən istifadənin riyazi əsasları nəzərdən keçirilmişdir;

Əmək bazarının ekonometrik tədqiqində xətti çox reqressiya modellərindən istifadənin riyazi əsasları nəzərdən keçirilmişdir;

Əmək bazarında yeni iş yerlərinin açılmasının avtonom faktorlardan asılılığının xətti cüt reqressiya modelləri qurulmuş və kompyuterdə reallaşdırılaraq empirik reqressiya tənlikləri tərtib edilmişdir;

Əmək bazarı üzrə asılı dəyişənə bir çox faktorların birgə təsirini nəzərə alan çoxreqressiya modelləri qurulmuş və kəmiyyətə qiymətləndirilmişdir. Bu modellər üzərində reqressiya təhlili aparılaraq, real şəraitə daha adekvat olan reqressiya modelləri formalaşdırılmışdır.

Tədqiqatın obyektini respublikanın əmək bazarı sistemidir.

Tədqiqatın predmetini əmək bazarında göstəricilər arasındakı kəmiyyət asılılıqlarının ekonometrik qiymətləndirilməsi təşkil edir.

Tədqiqatın nəzəri və metodoloji əsasını ölkə və xarici iqtisadçı alimlərin iqtisadi sistemlərin, o cümlədən əmək bazarının modelləşdirilməsi və proqnozlaşdırılmasına həsr olunmuş əsərləri təşkil etmişdir.

Dissertasiya işində sistemli kibernetik təhlil, optimallaşdırma, cüt xətti reqressiya metodlarından istifadə olunmuşdur.

İşin həcmi və sturuktur. Magistr dissertasiyası giriş, 3 fəsil, nəticə və istifadə olunmuş ədəbiyyat siyahısından ibarətdir. Dissertasiya işi 2 cədvəl. 1 şəkil və 5 sxem daxil olmaqla 88 səhifədən ibarətdir.

“Əmək bazarının tədqiqinin nəzəri-metodoloji əsasları” adlanan I fəsildə əmək bazarının bazar iqtisadiyyatı şəraitində yeri və rolu sistemli yanaşma əsasında tədqiq edilmiş və onun optimal idarə edilməsində iqtisadi-riyazi modelləşdirmə

II fəsil “Əmək bazarının iqtisadi – riyazi modellərinin qurulmasının riyazi əsasları” adlanır. Burada əmək bazarının cüt və çox xətti reqressiya tipli ekonometrik modellərinin qurulmasının riyazi əsasları öyrənilmişdir.

“Ekonometrik modelləşdirilmə əsasında əmək bazarının optimal idarə edilməsi strategiyalarının qurulması” adlanan III fəsildə isə konkret statistik informasiya bazası əsasında əmək bazarında asılılıqların cüt və çox reqressiya tənlikləri qurulmuş, bu tənliklərin və onların əmsallarının statistik əhəmiyyətliyi yoxlanmış və real şəraitə daha adekvat olan riyazi modellər formalaşdırılmışdır.

Nəticədə magistr dissertasiyasında aparılmış tədqiqatların yekunları ümumiləşdirilmişdir.

Fəsil 1. Əmək bazarının tədqiqinin nəzəri-metodoloji əsasları

§ 1.1. Bazar iqtisadiyyatı sistemində əmək bazarının yeri və rolu

Mürəkkəb, dinamik iqtisadi sistem olan bazar iqtisadiyyatı daima ətraf mühitin qeyri-müəyyənliklərinin təsiri altında olan açıq iqtisadi-kibernetik sistem kimi fəaliyyət göstərir. Müasir dövrün əsas fərqləndirici xüsusiyyətlərindən biri odur ki, bazar iqtisadiyyatı sistemi məhz istisadi-kibernetik sistem kimi, yəni optimal idarəetmə strategiyalarının qurulması baxımından tənzimlənəlməlidir.

Bazar iqtisadiyyatı sisteminin vacib alt sistemlərindən biri də əmək bazarıdır. Əmək bazarı dedikdə hər şeydən əvvəl əmək münasibətləri sistemi başa düşülür. Bu sistem cəmiyyətin verilmiş zaman momenti üçün sosial inkişafının səviyyəsini, əmək bazarı sektorunun komponentləri kimi çıxış edən iş təklif edənlərin, işçilərin, dövlətin, həmkarlar təşkilatlarının şəxsi maraqlarının balanslı olmasını əks etdirir.

SSRİ-nin iqtisadi sistemi dağıldıqdan sonra postsovet ölkələrində, o cümlədən də Azərbaycanda bir sıra iqtisadi problemlər yaşandı. Bu problemlər içərisində müasir zaman üçün də öz aktuallığını saxlamış əmək bazarının səmərəli fəaliyyətinin təmin edilməsi problemi daha çox diqqəti cəlb edir. Əmək bazarı cəmiyyətdə mövcud olan bir sıra problemləri-işsizlik problemini, miqrasiyanı, əhəlinin real gəlirlərinin və həyat səviyyəsinin dinamikasını aşkar şəkildə özündə biruzə verir. Qeyd edək ki, bu problemlərin həlli səviyyəsi ölkənin siyasi və iqtisadi həyatına birbaşa təsir göstərə bilirlər.

Son illərdə özünü biruzə verən və döyüntülü xarakter daşıyan ümumdünya maliyyə böhranının fəsadları Azərbaycanın sosial iqtisadi həyatına da təsir göstərmişdir. Bu təsirlərdən biri də işsizlərin sayının artması ilə bağlıdır.

Yaranmış bu şərait əmək bazarının tənzimlənməsi qarşısına yeni tələblər qoyur və əmək bazarı göstəriciləri vektorunun komponentlərinin proqnozlaşdırılmasını ön plana çəkir. İqtisadiyyatda baş verən əsaslı dəyişikliklər əhəlinin məşğulluq xidmətində statistik məlumatların işlənməsi və əmək bazarı üzrə proqnozların qurulması qarşısına qoyulan tələbləri daha da ciddiləşdirir.

Yuxarıda qeyd etdik ki, əmək bazarı ictimai münasibətlər sistemi kimi formalaşaraq konkret zaman momentində firma və müəssisələr, əhəli təbəqələri və

dövlətin özünəməxsus və bəzən də kəsişməyən mənafeələrinin balanslılığını əks etdirir və ikili təbiətə malik olur. Məhz əmək bazarı məkanında iş təklif edənlər (müəssisələr, firmalar, ailə biznesi təmsilçiləri, ayrı-ayrı fərdlər) və bu işləri görməyə hazır olanlar qarşılıqlı fəaliyyət vektorunun komponentlərinin qiymətləri haqqında razılığa gəlirlər (muzdun şərtləri, əmək ödənişi, əmək şəraiti, sığorta şərtləri, sosial ödənişlər, güzəştlər və s.). Bu, əmək bazarının ikili təbiətinin bir üzüdür. Digər tərəf isə onunla bağlıdır ki, əmək bazarı əmək münasibətləri sistemi kimi çıxış edir. Bu baxımdan həmin bazar həm sosial inkişafın səviyyəsini, həm də yuxarıda sadaladığımız bazar subyektləri arasında konkret zaman momentində formalaşan mənafeələr balansını xarakterizə edir.

Bütün dövrlərdə əmək bazarının xarakterik xüsusiyyətlərindən biri də bazarda məşğulluq şərtlərinin ayrı-ayrı fərdlər (həm iş verənlər, həm də iş istəyənlər baxımından) üzrə deyil, bazar prosesinin çoxsaylı subyektlərinin qarşılıqlı əlaqələrinə əsasən müəyyən edilməsi ilə bağlıdır. Onda aydındır ki, əmək bazarında əmək haqqı stavkaları ilə məşğulluğun digər şərtləri arasında ciddi korrelyasiya müşahidə olunacaqdır. Bu qarşılıqlı asılılığı da əmək bazarının özünəməxsus cəhətlərinə aid etmək olar. Lakin buradan heç də belə bir nəticə doğmur ki, əmək bazarında işçilər çoxluğunun iş təklif edənlər çoxluğu ilə fasiləsiz qarşılıqlı əlaqələri müşahidə edilir.

Əmək bazarına digər bazarlarla müqayisədə daha çox çeviklik və dinamiklik gətirən xarici faktorlardan biri də texniki tərəqqidir. Belə ki, texniki tərəqqinin ictimai istehsalın xarakterində və şərtlərində doğurduğu dəyişikliklər əmək bazarında sosial tənzimləmə mexanizminə və eləcə də bu bazarın təşkilati strukturuна birbaşa təsir gücünə malikdir.

Əgər əmək bazarının strukturu dedikdə bu bazarı formalaşdıran elementlərin tərkibini və onların birləşdirilməsi qaydasını başa düşsək (bu halda biz əmək bazarına mürəkkəb, dinamik iqtisadi-kibernetik sistem kimi yanaşırıq) onda bu strukturu üç blokun birləşməsi kimi qəbul edəcəyik:

1. Əmək münasibətləri bloku;
2. Dövlət tənzimlənməsi, proqnozlaşdırılması və idarə edilməsi bloku;
3. Əhəlinin sosial müdafiəsi bloku.

Əmək münasibətləri blokunun əsas vəzifəsi fərdi əmək qabiliyyətinin işçi qüvvəsinin təkrar istehsalı üçün zəruri olan həyat vasitələri fonduna mübadilə olunması prosesini reallaşdırmaqdan ibarətdir.

İkinci blok təşkilati tədbirlər kompleksinin köməyi ilə əmək qabiliyyətli əhalinin məşğulluğunun təmin edilməsi, işçi kadrların hazırlanması və yenidən hazırlanmasının proqnozlaşdırılmasını, tənzimlənməsini və optimal idarə edilməsini təmin edir.

Əmək bazarının üçüncü struktur blokunun təyinatı isə işsizliyə görə müavinətlərin verilməsi, ünvanlı sosial yardımların edilməsi ilə bağlıdır.

Əmək bazarının strukturunun elementləri işçi qüvvəsinin sahibi ilə onun alıcısı (işə götürən) arasındakı qarşılıqlı əlaqələrin xarakterini müəyyən edir. Qeyd edək ki, bu halda işçi qüvvəsi özünəməxsus cizgilərə malik əmtəə kimi çıxış edir.

Mürəkkəb orqanizm olan əmək bazarı bazar münasibətləri sisteminin funksional alt sistemlərindən biri olmaqla bir sıra funksiyaların icraçısı kimi çıxış edir. Bu funksiyalar əməyin cəmiyyətin həyatındakı payla, onun insanların gəlirləri və rifah halının mühüm mənbələrindən biri olması ilə müəyyən edilir. Bu yanaşma baxımından əmək bazarının əsas funksiyaları olaraq aşağıdakıları qeyd etmək olar:

Konkret məhsul istehsalına sərf edilən əməyin kəmiyyəti və keyfiyyətinin müəyyən edilməsi funksiyası. Bu funksiya tələb və təklifdən asılı olaraq işçi qüvvəsinin balanslaşdırılmış bölgüsünü təmin edir.

Əməyə olan tələb və təklifin tarazlığının təmin edilməsi funksiyası. Bu funksiya tələb və təklifin səviyyəsindən, işçi qüvvəsinin ixtisas-peşə xarakteristikalarından asılı olaraq işçi qüvvəsinin seçimini təmin edir.

Səmərəli məşğulluğun formalaşdırılması funksiyası. Bu funksiya əməyin səmərəli şəkildə cəlb olunmasını, yerləşdirilməsini, tənzimlənməsini, proqnozlaşdırılmasını və istifadəsini həyata keçirir.

Əhalinin normal gəlirləri səviyyəsinin və rifah halının təmin edilməsi funksiyası. Bu funksiya tarazlı əmək haqqı stavkasının müəyyən edilməsini və əhalinin gəlirlərinin təmin edilməsini reallaşdırır.

Əmək bazarının bu çoxsaylı funksiyalara malik olmasına baxmayaraq ona kamil və işçi qüvvəsinin hərəkəti prosesində yaranan bütün ziddiyyətləri aaradan qaldıra biləcək

bir özünü tənzimləyən mexanizm kimi yanaşmaq olmur. Əmək bazarında həm izafi təklifi, həm də izafi tələbi tam aradan qaldırmağa qadir olan real iqtisadi sistem də mövcud deyil. Digər tərəfdən, tələb və təklifin bir-biri ilə üzvi şəkildə bağlı olması üzündən, əmək bazarı işsizliyi də sonlu şəkildə ləğv etməyə qadir deyil. Odur ki, proqnozlaşdırma zamanı tələb və təklifi işsizliklə yeni iş yerlərinin nisbəti vasitəsi ilə tənzimləmək lazım gəlir.

Əmək bazarını müxtəlif əlamətlərə əsasən təsnifləşdirmək olar. Bu təsnifat kriteriyalarına misal olaraq, fəza sferası kriteriyasını, zaman parametrləri kriteriyasını, elastikliyin səviyyəsi kriteriyasını, tələb və təklifin nisbəti kriteriyasını, mərhələlik kriteriyasını, seqmentləşmə kriteriyasını, integrasiya olunma kriteriyasını və s. göstərmək olar.

Fəza sferası kriteriyasına görə Azərbaycanın əmək bazarını respublika, şəhər və rayon əmək bazarlarına bölmək olar. Dövlətlərarası səviyyədə əmək bazarını Avropa İqtifaqı bazarına, İslam ölkələri bazarına, MDB ölkələri üzrə əmək bazarına və s. ayırmaq olar.

Əmək bazarının zaman parametrlərinə görə təsnifat qruplarına cari, perspektiv və proqnozlaşdırılan əmək bazarlarını aid etmək olar.

Elastiklik kriteriyası baxımından əmək bazarının çevik və çevik olmayan tiplərini fərqləndirmək olar.

Əməyin tələbi və təklifinin nisbəti kriteriyasına görə tarazlı (balanslaşdırılmış), defisit (əmək təklifi əmək tələbindən azdır) və artıqlı (əmək təklifi əməyə olan tələbdən çoxdur) əmək bazarlarını fərqləndirirlər.

Mərhələlik kriteriyasına görə hər bir konkret ölkənin əmək bazarını formalaşan əmək bazarına, keçid dövrü əmək bazarına və inkişaf etmiş əmək bazarına ayırmaq mümkündür.

Seqmentləşmə kriteriyasına görə əmək bazarının aşağıdakı növlərini fərqləndirmək mümkündür:

- fiziki əmək bazarı (fəhlələr)
- əqli əmək bazarı (işçilər)
- yaradıcı əmək bazarı (ziyalılar)

- torpağa bağlı əmək bazarı (aqrar sahənin məhsuldar işçiləri)

İnteqrasiya olunma kriteriyasına görə əmək bazarının iki tipini –inteqrasiya olunmuş əmək bazarını və lokal əmək bazarını fərqləndirmək olar.

Azərbaycanın əmək bazarını bu kriteriyalar baxımından ayrı-ayrı bazar tiplərinə ayırmaq kibernetik yanaşa baxımından analiz məsələsi, həmin bazarların vahid əmək bazarı şəklində aqreqasiya olunması isə sintez məsələsi hesab edilir. Qeyd edək ki, ölkənin əmək bazarının bu təsnifat kriteriyalarına arxalanaraq tədqiq edilməsi müxtəlif əmək bazarlarında əmək ehtiyatlarından səmərəli istifadə üzrə elmi cəhətdən əsaslandırılmış təkliflər hazırlamağa və bu bazarların özəlliklərini aşkar etməyə imkan verir.

Azərbaycanın əmək bazarının vəziyyəti və əhali məşğulluğu sferasındakı proseslər qlobal sosial-iqtisadi parametrlər fəzasına daxildir. Belə ki, iqtisadi sistemin elementi olaraq əmək bazarının səmərəli fəaliyyətindən iqtisadiyyatın inkişafı biləvasitə asılıdır. Əgər bunu problemin ikili təbiətinin bir üzünü hesab etsək, digər tərəfdən əmək bazarı bu inkişafın ölkədə reallaşdıran bir çox sosial proseslərin xarakterinə və təbiətinə təsirini müəyyən edir. Bununla da cəmiyyətdə formalaşan ziddiyyətlər ya daha da dərinləşir, ya da zəifləyir. Tədqiqatlar göstərir ki, bu kontekstdə əmək bazarında müşahidə olunan dəyişikliklərə baza dəyişiklikləri kimi, digər bazarlarda gedən proseslərə isə törəmə dəyişikliklər kimi yanaşmaq lazım gəlir.

Postsovet məkanının digər ölkələri kimi Azərbaycan Respublikasının da bazar iqtisadiyyatına keçid illərində əmək sferasında özünütənzimləmə və özünüsəzləmə mexanizmlərinin yaradılmasında bir sıra çətinliklər ortaya çıxmışdı.

İşçi qüvvəsinin kortəbii miqrasiyası, qeyri-formal məşğulluğun və qeyri-formal əmək ödənişinin geniş yayılması, eyni zamanda gizli işsizliyin mövcud olması-bütün bunlar əmək bazarının əsas subyektlərinin (işçilərin və işə götürənlərin) sosial-iqtisadi mühitin dəyişkən şəraitinə uyğunlaşmasının özünəməxsus mexanizmləri hesab edilir.

Məlum olduğu kimi, əmək münasibətləri planlı iqtisadiyyatın nisbətən kəskin şəkildə tənzimlənən seqmentlərindən biri idi. Yeganə işə götürən rolunda dövlət çıxış edirdi. Xüsusi sektor ya ümumiyyətlə mövcud deyildi, ya da ikinci dərəcəli xarakter daşıyırdı. Fərz edilirdi ki, planlaşdırma orqanları istehsalın tələblərindən asılı olaraq

əmək ehtiyatlarının sayını və strukturunu balanslaşdırmağa qadir idilər. Lakin həyat sübut etdi ki, bu idarəetmə mexanizmi məşğulluğun strukturunda ciddi pozuntulara gətirib çıxarır.

Məşğulluğun konsepsiyasının və siyasətinin işlənib hazırlanması, bu konsepsiyanın prioritetlərinin müəyyən edilməsi zamanı ölkənin sosial-iqtisadi və demoqrafik inkişafın regional özəlliklərini nəzərə almaq lazımdır. Bazar iqtisadiyyatının yaradılması məşğulluğun strukturunda əsaslı dəyişikliklərin yaradılmasını tələb edir. Bu isə öz növbəsində geniş ölçüdə iş yerlərinin ləğv edilməsi və yeni iş yerlərinin açılması ilə müşayiət edilir. Azərbaycan iqtisadiyyatının bazar münasibətləri müstəvisinə keçirilməsi dövrlərində aparılan radikal dəyişikliklər zamanı işçi qüvvəsinin yenidən bölgüsü baş verir və bu bölgü həm işə götürülən işçilərin sayının, həm də işdən çıxan işçilərin sayının artması ilə xarakterizə olunur. Bütün istiqamətlərdə-müəssisə və firmalarda, sahə daxilində, sahələrarası, ölkə ərazisində, onun regionları (iqtisadi rayonları) arasında işçi qüvvəsinin hərəkətində müşahidə olunan belə artım əhalinin məşğulluq sferasında islahatların aparılması səviyyəsini xarakterizə edir. Azərbaycanda bazar iqtisadiyyatının formalaşması bu istehsal formasına xas olan bütün fəsadları, o cümlədən də işsizlik kimi kəskin problemlər yaratdı. Ölkəmizdə məşğulluğun və işsizliyin təhlili belə bir qənaətə gəlməyə imkan verir ki, bu problem müasir Azərbaycanın ən kəskin sosial problemlərindən biridir.

Yuxarıda qeyd olunduğu kimi, əmək bazarının vəziyyəti və ölkədə əhalinin məşğulluğu sferasında gedən proseslər qlobal sosial-iqtisadi problemlərə aid edilir. Əhalinin məşğulluğuna əsaslı təsir göstərən ənənəvi mühüm faktorlardan biri əmək qabiliyyətli əhalinin yüksək artım səviyyəsidir.

Azərbaycan Respublikası kifayət qədər gənc və sürətlə artan əhali ilə xarakterizə edilir. 2016-cı ilin qiymətlərinə görə ölkənin əhalisinin sayı 9705,6 min nəfər təşkil edir və bu göstərici 2010-cu illə müqayisədə 708 min nəfər, 2013-cü illə müqayisədə isə 349,1 min nəfər çoxdur. Bu zaman 2015-ci ildə ölkədə 6335,9 min əmək ehtiyatı olmuşdur ki, bu da 2010-cu illə müqayisədə 5,3%, 2013-cü illə müqayisədə isə 1,7% çoxdur. 2010-2015-ci illər ərzində iqtisadiyyatda məşğul olanların sayı 4329,1 min nəfərdən 4671,6 min nəfərə qədər artmışdır. Bu illər ərzində ölkədə təbii-artımda nisbi

azalma müşahidə olunmuşdur. Belə ki, əgər 2010-cu ildə bu artım 112 min nəfər olmuşdursa, 2015-ci ildə 111,5 min nəfər təşkil etmişdir. Hesabat dövründə ölkədə hər min nəfərə düşən təbii artım da azalmışdır. Belə ki, bu göstərici 2010-cu ildəki 12,5 nəfərdən 2015-ci ildə 11,7 nəfərə qədər azalmışdır. Şəhər əhalisi üzrə bu azalma 1,1 nəfər, kənd əhalisi üzrə isə 0,6 nəfər təşkil etmişdir.

Tədqiq olunan zaman kəsiyində məşğul əhalinin sayının artım tempi (5,3%) məşğul əhalinin sayının artım tempindən (7,9%) 15% geri qalır.

Cədvəl 1-də Azərbaycan Respublikasının əmək bazarının əsas sosial-iqtisadi göstəriciləri əks olunmuşdur. Cədvəl məlumatlarının təhlili göstərir ki, 2015-ci ildə 2005-ci illə müqayisədə əhalinin orta illik sayı 13,5% , iqtisadi fəal əhalinin sayı 12,2% , iqtisadiyyatda məşğul olanların sayı 15% , muzzla işləyənlərin orta aylıq əmək haqqı 3,78 dəfə artmış, işsizlərin sayı isə 23% azalmışdır.

Əmək bazarının göstəriciləri vektorunun mühüm komponentlərindən biri də iqtisadi fəaliyyət növləri üzrə məşğul əhalinin bölgüsüdür. DSK-nin əmək bazarı üzrə rəsmi məlumatlarının sistemli təhlili göstərir ki, 2015-ci ildə iqtisadiyyat üzrə cəmi 4671,6 min nəfər məşğul əhali olmuşdur ki, bunun da 1655,0 min nəfəri (38,2%) kənd təsərrüfatı, meşə təsərrüfatı və balıqçılıq sahəsində, 39,1 min nəfəri (0,8%) mədənçıxarma sənayesində, 229,8 min nəfəri (6,4%) emal sənayesində, 336,4 min nəfəri (7,2%) tikintidə, 693,7 min nəfəri (14,9%) ticarət və nəqliyyat vasitələrinin təmiri sahəsində, 287,3 min nəfəri (6,1%) dövlət idarəetməsi və müdafiə sahəsində, 373,5 min nəfəri (8,0%) təhsil sahəsində, 180,8 min nəfəri (3,9%) səhiyyə və sosial xidmətlər sahəsində çalışmışdır.

Əmək bazarı göstəriciləri vektorunun daha bir komponentinin –iqtisadiyyatda işçi qüvvəsinin hərəkətini təhlil edək. Rəsmi statistik məlumatların təhlili göstərir ki, əgər 2010-cu ildə respublika üzrə il ərzində işə qəbul edilmiş işçilərin ümumi sayı 182,5 min nəfər olmuşdursa, 2012-ci ildə bu göstərici 1,2% azalmış, 2015-ci ildə isə 6,4% artaraq 212,3 min nəfərə çatmışdır. 2015-ci ildə isə qəbul edilmiş işçilərin ümumi sayının 9,7%-i emal sənayesinin, 13,9%-i tikintidə, 31,7%-i ticarət, nəqliyyat vasitələrinin təmiri sahəsində işlə təmin olmuşlar.

Əmək bazarının əsas sosial iqtisadi göstəriciləri

Cədvəl 1.

	2005	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Əhalinin orta illik sayı – min nəfər	8500,3	9054,3	9173,1	9295,8	9416,8	9535,1	9649,3
İqtisadi fəal əhalinin sayı - min nəfər ¹⁾	4380,1	4587,4	4626,1	4688,4	4757,8	4840,7	4915,3
İqtisadiyyatda məşğul olanların sayı - min nəfər	4062,3	4329,1	4375,2	4445,3	4521,2	4602,9	4671,6
o cümlədən mülkiyyət formaları üzrə:							
dövlət	1229,8	1142,7	1143,2	1157,7	1169,4	1178,2	1176,1
qeyri-dövlət	2832,5	3186,4	3232,0	3287,6	3351,8	3424,7	3495,5
İşsizlər, min nəfər ²⁾	317,8	258,3	250,9	243,1	236,6	237,8	243,7
Məşğulluq xidmətləri orqanlarında rəsmi işsiz statusu alan şəxslər, nəfər	56343	38966	38330	36791	36206	28690	28877
onlardan işsizliyə görə müavinət alanlar	2087	87	1002	934	636	1613	1543
İqtisadiyyatda məşğul olan qadınların sayı - min nəfər	1957,6	2101,7	2125,2	2153,5	2183,7	2226,8	2263,4
İqtisadiyyatda muzzla işləyənlərin sayı – min nəfər	1297,1	1382,9	1387,5	1480,7	1514,0	1519,7	1502,5
Muzzla çalışan işçilərin orta aylıq əmək haqqı - manat	123,6	331,5	364,2	398,4	425,1	444,5	466,9
Müəssisə, idarə və təşkilatlarda peşə hazırlığı keçmiş kadrların sayı - nəfər	5254	4792	9178	7745	6849	6914	7453
İxtisaslarını artırmış rəhbər işçi və mütəxəssislərin sayı - nəfər	10368	22972	20974	20957	18317	15940	13480

Cədvəl: www.stat.gov.az DR DSK-nın rəsmi saytından götürülmüşdür.

Əmək bazarını xarakterizə edən göstəricilərdən biri də işsizlik göstəricisidir. Rəsmi statistik məlumatların təhlili göstərir ki, 2000-2015-ci illər kəsiyində ölkənin əmək bazarında işsizlərin sayında davamlı azalma müşahidə olunmuşdur. Bunun əsas mənbələrindən biri dövlətin yeni iş yerlərinin yaradılması ilə bağlı reallaşdırdığı proqramdır. Belə ki, əgər 2000-ci ildə 514,7 min nəfər işsiz olmuşdursa, bu göstərici 2000-ci illə müqayisədə 2005-ci ildə 38,3 % azalaraq 317,8 min nəfərə, 2010-cu ildə iki dəfə azalaraq 258,3 min nəfərə, 2015-ci ildə isə 57,8% azalaraq 220,7 min nəfərə çatmışdır. 2014-cü ildə ölkə üzrə işsiz hesab edilmiş 237,8 min nəfərdən 99,6 min nəfəri (41,9%) kişilər, 138,2 min nəfəri (50,1%) isə qadınlardır. 2014-cü ildə ölkədə olan 237,8 min nəfər işsizdən 28,7 min nəfəri məşğulluq xidməti orqanlarında işsiz statusu olanlardır. 2015-ci ildə isə ölkə üzrə işsizlərin ümumi sayından cəmi 11,8%-i rəsmi işsiz kimi qeydiyyatdan keçmişdir.

İşsizliyə görə müavinət alanların sayında kəskin dəyişikliklər müşahidə edilir. Belə ki, əgər ölkədə 2009-cu ildə 2,72 min nəfər işsizliyə görə müavinət almışdırlarsa, 2010-cu ildə onların sayı cəmi 87 nəfər təşkil etmişdir. 2011-ci ildə yenidən kəskin artım olmuş və müavinət alanların sayı 1000 nəfəri ötmüşdür. 2015-ci ildə bu göstərici 1,5 min nəfərdən azacıq artıq olmuşdur.

Əmək bazarının tədqiqi göstərir ki, 2015-ci ildə dövlət məşğulluq orqanlarına 59,3 min nəfərə yaxın əmək qabiliyyətli əhali işlə təmin olunmaq üçün müraciət etmişdir. Onlardan 28,9 min nəfəri və ya 85%-i işlə təmin olunmuşdur. Qeyd edək ki, müraciət edənlərin 0,5%-i və ya 303 nəfəri əmək fəaliyyəti ilə məşğul olanlar, 99,5%-i və ya 58949 nəfəri isə əmək fəaliyyəti ilə məşğul olmayanlar və ya xalis işsizlərdir. Bu kontingentin 1,5%-i isə əmək qabiliyyətli yaşdan yuxarı yaşda olanlardır.

Bütün ölkələrin əmək bazarları kimi Azərbaycanın əmək bazarına da xarici əmək miqrasiyası prosesləri xarakterikdir. Bu miqrasiyanın əsas coğrafi istiqamətləri olaraq Rusiya Federasiyası və Türkiyə Respublikası çıxış edir. Ölkə əhalisinin miqrasiyasının əsas səbəbləri olaraq standart səbəblər - “iş axtarmaq”, “bizneslə məşğul olmaq” və s. çıxış edir.

Ölkədə həyata keçirilən iqtisadiyyatın şaxələnməsi və qeyri-neft sektorunun o cümlədən də aqrar sektorun və turizmin inkişafına xüsusi önəmin verilməsi əmək bazarında işə götürənlərin strukturunda müəyyən dəyişikliklər doğuracaqdır. Yəni iqtisadiyyatın bu sahələrində məşğul olanların sayının artmasını iqtisadiyyatın diversifikasiyası baxımından qanunauyğun və müsbət hal kimi qiymətləndirmək lazımdır.

Yuxarıda verdiyimiz sistemli təhlil göstərir ki, müasir dövrdə Azərbaycan Respublikası üçün prioritetli problemlərdən biri əmək bazarında işçi qüvvəsinə olan tələb və təklifin nisbətinin tənzimlənməsi və onun optimal parametrlərinin müəyyən edilməsidir.

§1.2. Əmək bazarı-riyazi modelləşdirmə obyektı kimi

§1.1-də qeyd olunduğu kimi, bazar iqtisadiyyatının funksional alt sistemlərindən biri olan əmək bazarı özünün sistem xarakteristikalarına görə kibernetik sistemlərə aid edilir. Belə ki, bu sistem ətraf mühitin çoxsaylı sistemləri ilə həm monoierarxik, həm də poliierarxik informasiya axınlarına malikdir. Digər tərəfdən, bu sistemi formalaşdıran tərkib elementlərinin bir-biri ilə birləşmə qaydasının hər bir alternativ variantına fərqli struktur uyğun gəlir. Əmək bazarı sistemi həm də emercentlik qabiliyyətinə malikdir, yəni "... onu formalaşdıran elementlərə xas olmayan və həmin elementlərin qarşılıqlı əlaqələri nəticəsində yaranan törəmə xassələrə malik olur" [7, səh 28]. Deməli, əmək bazarı sistemini mürəkkəb kibernetik sistem kimi qəbul etməyə əsasımız var. Əmək bazarı sisteminin dinamik sistem kimi qəbul etməyimiz isə onunla bağlıdır ki, əmək bazarı sistemi də kibernetik sistemlər kimi giriş və çıxış kanallarına malik olmaq xassəsinə malikdir və o öz fəaliyyəti ilə girişlərin çıxışlara transformasiyanı təmin edir.

Əmək bazarı sisteminin ətraf mühitin təsirləri üçün açıq sistem olduğundan bu mühitlə bağlı təsadüfi proseslər bazarın davranış vektoruna bilavasitə təsir göstərir. Deməli, biz əmək bazarına stoxostik təbiətli bir sistem kimi yanaşacağıq.

Beləliklə, əmək bazarı mürəkkəb, dinamik və stoxostik təbiətli bir kibernetik sistem olmaqla optimallaşdırma obyektı kimi çıxış edə bilər.

Bir çox tədqiqatçılar, o cümlədən əmək bazarının tədqiqi və proqnozlaşdırılması istiqamətində müəyyən nəticələr əldə etmiş tədqiqatçılar qeyd edirlər ki, əmək bazarı mürəkkəb kibernetik sistemlərin yuxarıda qeyd etdiyimiz xarakteristikalardan başqa bir sıra əlavə xarakteristikalara da malikdir. Tədqiqatçılar qeyd edirlər ki, bu əlavə xarakteristikalara misal olaraq əmək bazarının unikal xassəsini, gələcək vəziyyəti haqqında tam təsəvvürü formalaşdırmağın çətinliyi və qeyri - entropiyalılığı göstərmək olar [10]. Onların qeyd etdiyi kimi, əmək bazarına bazar iqtisadiyyatının digər segmentlərinə xas olmayan xassələr xarakterikdir və bu unikal xarakteristikalar həmin sistemi tədqiq etmək üçün fərqli tədqiqat metodlarından və riyazi yanaşmalardan istifadəni zəruri edir [10,11].

Əmək bazarı sisteminin davranışının nəticələri haqqında əvvəlcədən fikir söyləməyin qeyri-mümkünlüyü xassəsi onunla bağlıdır ki, bu sistemi formalaşdıran ayrı-ayrı ilkin elementlər haqqında bizim təsəvvürlərimiz nə qədər kamil olsa da, onun kəmiyyət və keyfiyyət göstəricilərinin gələcək qiymətləri haqqında bitkin rəy söyləmək praktiki cəhətdən mümkün olmur.

Əmək bazarının qeyri-entropiyalılıq xarakteristikasını doğuran əsas səbəb ətraf mühitin idarə olunmayan və ya pis idarə olunan təsirlərinin güclü olması ilə bağlıdır. Bu təsirlərə məruz qalan əmək bazarı onlara adaptasiya oluna və öz entropiyasını müəyyən mənada idarə etməyə qadir olur.

Bəzi müəlliflər əmək bazarının bu unikal xassəsini sistemin özünü tənzimləmə xassəsi kimi qəbul edirlər və qeyd edirlər ki, əmək bazarının özünü tənzimləyən sistem kimi istifadə edə biləcəyi mexanizmlər rolunu iqtisadiyyatın müxtəlif sektorlarında yeni iş yerlərinin açılması hesabına işsizlik göstəricisinin azaldılması, ixtisasartırma və yenidən hazırlanma yolu ilə əmək ehtiyatlarının peşə hazırlığının artırılması, əhali axınının (xüsusən də Bakı şəhərinə) qarşısını almaq üçün regionlarda yeni istehsal və xidmət sahələrinin yaradılması və s. oynayır [10].

Tədqiqatlar göstərir ki, əmək bazarına yuxarıda sadaladığımız ümumsistem və unikal xarakteristikalardan başqa həm də bir sıra əlavə (köməkçi) parametrlər xarakterikdir. Bu əlavə xarakteristikalara misal olaraq, bu bazarda müşahidə olunan proseslərin determinik deyil, stoxastik (yəni ehtimallı) xarakter daşmasını, onun strukturu və parametrlərinin daxili və xarici faktorların təsiri altında transformasiyaya uğramasını, əmək bazarında gedən prosesləri “xalıl proseslər” kimi, yəni xarici təsirlərdən tam qorunmuş şəkildə sintez etməyin mümkünsüzlüyünü, bütün sosial-iqtisadi sistemlərdə olduğu kimi əmək bazarında da insan faktorunun onun fəaliyyətinin aparıcı elementi kimi çıxış etməsini göstərmək olar.

Əmək bazarının mürəkkəb strukturlu iqtisadi-kibernetik sistem olması və ətraf mühitin idarə olunmayan faktorlarının təsiri nəticəsində stoxostik təbiətə malik olması onun tədqiqində real eksperimentlərin aparılmasını qeyri-mümkün edir. Odur ki, əmək bazarı ilə bağlı həqiqətləri aşkar etmək üçün başqa vasitəyə real eksperimentlər əvəzində model eksperimentlərinin aparılmasına üstünlük vermək zərurəti yaranır. Bu

halda biz modelə obyektiv realılıqla insanı süuru arasında aralıq bir mərhələ kimi yanaşacağıq [5.6]

Hər bir model iqtisadi sistemdə bağlı xüsusiyyətlərin ümumiləşdirilmiş (sadələşdirilmiş) təsviri olduğundan, təbii ki, modellərin öyrənilən real sistemlərə tam adekvatlığını təmin etmək prinsipinə mümkün deyil. Odur ki, iqtisadi sistemin, o cümlədən də əmək bazarının problemlərini vahid bir riyazi model çərçivəsində cəmləşdirmək mümkün deyil. Nəticədə əmək bazarının modelləşdirilməsi prosesində mürəkkəb sistemlərin modelləşdirilməsinin baza prinsipi hesab edilən çox modellilik prinsipindən istifadə etmək lazım gəlir.

Bu baxımdan əmək bazarının modelləşdirilməsində istifadə olunan modellər olaraq optimallaşdırma modellərini, ekonometrik modellərini və imitasiya modellərini göstərmək olar.

Optimallaşdırma modellərinin təyinatı iqtisadi sistemin alternativ davranış variantlarını bir-biri ilə müqayisə edərək, onların içərisindən qarşıya qoyulmuş məqsədə görə ən yaxşısını, yəni optimal variantı tapmaqdan ibarətdir. Qeyd edək ki, əmək bazarı üzrə optimal idarəetmə strategiyaları qurmaq üçün optimallaşdırma modellərini müxtəlif variantlarda, məsələn birkriteriyalı və çox kriteriyalı şəkildə, xətti və ya qeyri-xətti şəkildə, makro və ya mikro səviyyəli model kimi və s. qurmaq olar. Optimallaşdırma modellərinin optimal idarəetmə strategiyalarının qurumasında güclü vasitə olduğunu şübhə altına almayaraq, hər halda qeyd edək ki, əmək bazarının strukturu və burada gedən iqtisadi proseslərin xarakteri onun tənzimlənməsində optimallaşdırma modellərindən istifadə imkanlarını xeyli məhdudlaşdırır.

Məlum olduğu kimi, iqtisadi-riyazi modelləşdirmə metodlarından biri olan ekonometrikanın əsas vəzifəsi real statistik məlumatlar əsasında real iqtisadi sistemlərin riyazi modellərin qurulması və təkmilləşdirilməsini həyata keçirməkdir. Sonradan bu modellər əsasında iqtisadi proseslər təhlil edilir, müəyyən hipotezlər yoxlanılır və prosesin gələcək vəziyyəti haqqında proqnozlar verilir. Ekonometrik modelləşdirmənin əsasında statistik konsepsiyalar və yanaşmalar təşkil edir. Bunun əsas səbəbi odur ki, iqtisadi prosesləri çoxsaylı faktorların təsir göstərməsi və onlardan bəzilərinin stoxostik təbiətli olması üzündən iqtisadi göstəricilər əsasən təsadüfi

xarakter daşıyır. Bu faktorların təsirini daimi və ciddi qəbul etmək mümkün deyil. Məsələn, eyni səviyyədə gəlir əldə edən fərdlərin istehlakı bir-birindən fərqlidir. Odur ki, ekonometrikada riyazi statistika metodlarından istifadə sistemli xarakter daşıyır.

Ekonometrik modelləşdirmə bir neçə mərhələdə həyata keçirilir. Prosesin ilkin mərhələsi iqtisadi məlumatların yığılması, işlənməsi və riyazi çevirmələr aparmaq üçün əlverişli formada təsvir etməklə bağlı işlərin icrasını nəzərdə tutur. Bu halda əlverişli təsvir formaları olaraq statistik cədvəllər, qrafiklər, diaqramlar və s. çıxış edir. Sonra bu statistik məlumatlar riyazi modellərin qurulması və təhlilində istifadə olunur. Bu zaman seçiləcək model tipinin təsdiq edilən iqtisadi prosesə kifayət qədər adekvat olması təmin olunmalıdır. Daha doğrusu, modelin parametrləri üçün elə qiymətlər seçilməlidir ki, bu qiymətlər iqtisadi sistemdə gedən prosesləri dürüst əks etdirdirsin. Qeyd edək ki, ekonometrik modelləşdirməyə aid ədəbiyyatlarda [Borodic, Kremer, Dangertsi] modelin tipinin seçilməsi spesifikasiya mərhələsi, modelin ədədi xarakteristikalarının müəyyən edilməsi və ya reqressiya tənliyinin əmsallarının qiymətləndirilməsi parametrləşdirmə mərhələsi adını almışdır. Ekonometrik modelləşdirmədə bu iki mərhələ yaradıcı xarakter daşdığı üçün onları ekonometrik təhlilin daha məsuliyyətli və çətin mərhələləri hesab edirlər. Belə ki, bu mərhələlərdə seçilmiş və qiymətləndirilmiş model gələcək tədqiqatlar üçün çıxış nöqtəsi rolunu oynayır.

Yuxarıda qeyd etdik ki, istənilən iqtisadi-riyazi modelə öyrənilən iqtisadi sistem arasında birqiymətli uyğunluq prinsipi mövcud ola bilməz, yəni model bütün hallarda ümumiləşdirmənin (sadələşdirmənin) nəticəsidir. Odur ki, bütün alternativ model variantlarından empirik məlumatlara, iqtisadi sistemin parametrləri arasındakı asılılıqlara və nəhayət –iqtisadi nəzəriyyənin irəli sürdüyü hipotezlərə daha yaxşı uyğun gələn model seçilməlidir. Bu seçimin əsasında isə müvafiq statistik təhlil durur. Bu modelin seçilməsi, onun bütövlükdə və eləcə də ayrı-ayrı parametrləri baxımından keyfiyyətinin müəyyən edilməsi ilə bağlı məsələləri müəlliflər ekonometrik modelləşdirmənin verifikasiyası mərhələsinə aid edirlər. Bu mərhələnin bütövlükdə ekonometrik tədqiqatlar baxımından vacibliyi onunla bağlıdır ki, məhz verifikasiya tədqiqata hansı

iqtisadi göstəricilərin cəlb edilməsinin məqsəduyğun olduğunu müəyyən etməyə imkan verir.

Əmək bazarının kibernetik xarakteristikaları, bu bazarla əlaqədar parametrlərin ehtimallı təbiətləri bu bazarı “qara qutu” kimi təsvir edərək, onun giriş və çıxışları arasındakı asılılıqların tədqiqində ekonometrik modelləşdirmənin imkanlarından geniş istifadə etməyə imkan yaradır.

Əmək bazarının reqressiya modelləri əsasında ekonometrik tədqiqini aşağıdakı mərhələlərə ayırmaq olar:

1. İqtisadi nəzəriyyəyə əsaslanan əmək bazarının riyazi modelinin seçilməsi;
2. Əmək bazarının davranışı üzrə mövcud olan statistik məlumatlar bazasına arxalanaraq onun seçilmiş modelinin parametrlərinin qiymətləndirilməsi;
3. Xüsusi əmsalların və testlərin köməyi ilə modelin keyfiyyətinin yoxlanması;
4. Əgər modelin keyfiyyəti kifayət qədər yüksəkdirsə və o təhlil və proqnozlaşdırma üçün yararlıdırsa, onda 5-ci mərhələyə keçilir. Əgər modelin keyfiyyəti bizi qane etmirsə, onda 1-ci mərhələyə qayıdılır;
5. Model əsasında praktiki hesablamaların aparılması, yəni iqtisadi situasiyanın izah edilməsi və proqnozlaşdırma məqsədi ilə modeldən istifadə

Əmək bazarının tədqiqində imitasiya modelləşdirilməsi metodunun tətbiqinə gəldikdə isə qeyd edək ki, bu yanaşma iqtisadi sistemdə baş verən məzmun xarakterli qanunauyğunluqların təsvirini əsas götürür və xarici idarəedici dəyişənlərlə baza (trayektoriya) dəyişənləri arasındakı mürəkkəb qarşılıqlı əlaqələri alqoritmik baxımdan təsvir etməyə imkan verir. Əmək bazarının tədqiqində imitasiya modelləşdirilməsi metodundan istifadənin açdığı imkanlara gəldikdə qeyd edək, bu metod bazarda əmək prosesləri ilə bağlı yarana bilən müxtəlif ssenarilərin verəcəyi nəticələri qiymətləndirməyə, informasiya çatışmamazlığı ilə qarşılaşmış göstəriciləri qiymətləndirməyə, sistemdə mövcud olan qeyri-xətti təsirləri və daxili mexanizmləri modelləşdirməyə, dövrü xarakterli model eksperimentləri apararaq əmək bazarının gələcək davranışı haqqında statistika əldə etməyə imkan verir.

Tədqiqatlar göstərir ki, əmək bazarı üzrə səmərəli təhlil aparmaq və optimal idarəetmə strategiyaları qurmaq üçün bu modelləşdirmə metodlarını sintez edərək tətbiq etmək daha sərfəli sayılır.

Əmək bazarının proqnozlaşdırılması metodlarına gəldikdə isə, bu metodları iki böyük qrupa –məntiqi evristik metodlar qrupuna və modelləşdirmə metodları qrupuna ayırmaq qəbul olunmuşdur. Birinci qrup proqnozlaşdırma metodlarının nəzəri əsasını məntiq və evristika nəzəriyyəsində geniş istifadə olunan “həqiqətin tapmaq bacarığı” prinsipi təşkil edir. Bu qrup metodlar təhlilin keyfiyyət üsullarına, məntiqə, mülahizələrə, sağlam düşüncəyə, mütəxəssislərin bilik və təcrübələrinə arxalanaraq öz proqnozlaşdırma missiyalarını icra edirlər. Qeyd edək ki, bu zaman mütəxəssislərin intuisiyası və fəziyyələri də tədqiqatda iştirak edə bilər. Evristikaya çox zaman elm kimi deyil, bacarıq kimi yanaşılsa da, proqnozlaşdırmanın bu metodlar qrupu bacarıq və intuisiyanın proqnozlaşdırma şərtləri ilə ciddi şəkildə əlaqələndirilməsini tələb edir. Proqnozlaşdırmada istifadə olunan məntiqi-evristik metodlar qrupuna konkret olaraq 4 tip metod, yəni formal məntiq metodu, analoqun yaradılması metodu, ekspert qiymətləri metodu və xüsusi evristik metodlar aid edilir.

Göründüyü kimi, proqnozlaşdırma metodlarının başlanğıc nöqtəsi formal məntiq metodu hesab edilir. Həqiqətin dərk olunması prosesində iki mərhələni fərqləndirmək olar. 1-ci mərhələdə konkret obyektlərin empirik tədqiqindən bu obyektlərin ümumiləşdirilməsinə keçilir. Çox zaman bu mərhələyə analitik və ya induktiv mərhələ də deyilir. Dərketmənin 2-ci mərhələsində isə ümumiləşdirilmiş, abstrakt təsəvvürlərdən öyrənilən proses haqqında konkret biliklərə keçilir. Öz mahiyyətinə görə bu mərhələ sintetik və ya deduktiv mərhələ hesab olunur. Məntiqdə deduksiyaya ümumidən xüsusiyyətə doğru hərəkət kimi yanaşılır və fərz edilir ki, bu hərəkət aşağıdakı prinsip üzrə gedir:- əgər müəyyən obyektlər sinifinə müəyyən xüsusiyyət şamil edildirsə, onda bu xüsusiyyət bu sinifə daxil olan hər bir obyktə də şamil edilir. Əmək bazarının proqnozlaşdırılmasında deduksiya və induksiya sıx qarşılıqlı əlaqəli olmalıdır. İnduksiyasız ümumiyyətlə deduksiya mümkün deyil. Lakin onların vəhdəti də bəzən proqnozu tam əsaslandırmaq üçün kifayət etmir və proqnozlaşdırmanın daha

əhəmiyyətli və əhatəli metodlarının tətbiqində əlavə mexanizmlər rolunu oynamalı olur.

Proqnozlaşdırmanın analogiya metodu da bir növ məntiq metodunu xatırladır. Lakin qeyd edək ki, induksiya və deduksiya metodu ciddi nəticələr verdiyi halda, analogiya metodunun nəticələrinin təsdiqləmə qüvvəsi yoxdur. Çünki analogiyanın əsasını obyektlərin bu və ya digər əlamətlərə, funksiyalara, münasibətlərə görə oxşarlığı təşkil edir. Məsələn, tutaq ki, A və B obyektləri dəqiq seçilmiş P əlamətlərinə görə bir-birinə oxşardır. Eləcə də məlumdur ki, A obyektə əlavə olaraq həm də Q əlaməti xasdır. Analogiya metoduna görə A-ya oxşar olan B obyektinə də bu Q xassəsi xas olmalıdır. Təbii ki, bu müddəanın heç bir təsdiqlənmə gücü olmayacaqdır. Məntiqi – evristik metodlar bu təsdiqləmə bazasının mövcud olmayacağını əvvəlcədən nəzərdə tuturlar və əsasən sadə və dərk olunması asan olan proseslərin proqnozlaşdırılmasında tətbiq olunurlar. Əmək bazarında proseslərin proqnozlaşdırılmasında isə çoxsaylı göstəriciləri və onların qarşılıqlı əlaqələrini nəzərə almaq lazım gəlir. Odur ki, kompüter texnologiyalarından istifadə bazasında kombine edilmiş proqnozlaşdırma metodlarından istifadəyə üstünlük verilir.

Əmək bazarının proqnozlaşdırılmasında istifadə olunan riyazi modelləri iki qrupa – axtarış (tədqiqat) modelləri qrupuna və normativ modellər qrupuna bölmək olar. Bu iki proqnozlaşdırma modelləri qruplarını bir-birindən fərqləndirən cəhət obyektin gələcək vəziyyətinə yanaşmanın xarakterindədir. Belə ki, axtarış modelləri obyekt üzrə keçmişdə və indiki zamanda formalaşmış meyillərin, asılılıqların, qarşılıqlı əlaqələrin gələcəkdə davam etdirilməsinə əsaslanırsa, normativ modellərdə obyektin qarşıya qoyulmuş məqsəd baxımından gələcəkdə məqbul sayılan vəziyyətinə çatmanın yolları, resursları və müddətləri müəyyən edilir.

Digər tərəfdən, əgər axtarış modelləri obyektin inkişafının mövcud statistikasına əsaslanırsa və keçmişdən gələcəyə doğru inkişafı modelləşdirirlərsə, normativ modelləri əvvəlcə məqsədli vəziyyətləri müəyyənləşdirir. Sonra isə gələcəkdən indiyə qayıdışın yollarını qururlar.

Yuxarıda sadaladığımız proqnozlaşdırma modellərindən ekstropolyasiya modelləri və ekonometrik modellər proqnozlaşdırmanın axtarış modellərinə aid edilir.

Əmək bazarında bu modellərin köməyi ilə formalaşmış meyllər və asılılıqlar aşkar edilir və əsasən riyazi statistika metodlarından istifadə olunur.

Üçüncü qrup modellər-yəni normativ məqsəd modelləri isə normativ modellərə aid edilir və bu modellərdə əsasən xətti və qeyri-xətti optimallaşdırma metodlarından istifadə olunur. İmitasiya modelləri isə özündə həm axtarış, həm də normativ yanaşmanı birləşdirirlər. Lakin özlərinin son(məqsədli) istiqamətliliyinə görə bu tip modellərin əksəriyyəti normativ modellərinə aid edilir.

Əmək bazarının proqnozlaşdırılması məqsədi ilə istifadə olunan iqtisadi riyazi metodların çoxu statistik informasiyadan istifadəyə əsaslanır. Lakin real iqtisadi şəraitin əmək bazarında yaratdığı vəziyyət və ilkin informasiyanın natamamlığı real statistik informasiya bazasında bu bazarın modellərinin qurulmasında böyük çətinliklər və zaman məhdudluğu yaradır. Odur ki, əmək bazarının strateji proqnozlaşdırılmasında ənənəvi yanaşmalardan istifadə praktik olaraq mümkün olmur.

Çıxış yolu qeyri-müəyyənliklər, informasiyanın azlığı və onun dəqiq olmaması şəraitində əmək bazarının proqnozlaşdırılmasında müxtəlif proqnozlaşdırma metodlarından istifadə etmək və bu yolla həmin modellərin keyfiyyətini və real əmək bazarına adekvatlığını yüksəltməkdir.

Fəsil II. Əmək bazarının iqtisadi – riyazi modellərinin qurulmasının riyazi əsasları

§ 2.1. Əmək bazarının tədqiqi və proqnozlaşdırılmasının cüt reqressiya modelləri

Bütün dövrlərdə iqtisad elminin əsas vəzifələrindən biri iqtisadi inkişafın mümkün yolları haqqında təsəvvür formalaşdırmaq, bu və ya digər situasiyanı proqnozlaşdırmaq, iqtisadi göstəricilərin gələcək vəziyyətlərini öncədən görmək, iqtisadi situasiyanı optimal dəyişdirməyin mexanizmlərini müəyyən etmək olmuşdur. Lakin bir çox hallarda müxtəlif iqtisadçılar bu və ya digər problemi həll etmək və optimal strategiyalar qurmaq üçün fərqli, çox zaman da bir-birinə zidd olan mexanizmlər təklif edirlər. Qərar qəbul edən şəxs istehsalı idarə etmək üçün bu mümkün idarəetmə strategiyalarından hər hansı birini seçir və müəyyən nəticələr əldə edir. Bu nəticənin yaxşı və ya pis nəticə olduğunu, bundan daha yaxşısını əldə etməyi mümkün olub-olmadığını qiymətləndirmək isə çox çətinidir. Belə ki, iqtisadi situasiya tam dəqiqliklə praktik olaraq heç vaxt təkrarlanmır və eyni şərtlər daxilində iki fərqli idarəetmə strategiyasını tətbiq etmək və alınan nəticələri müqayisə etmək mümkün olmur. Odur ki, iqtisadi təhlilin əsas vəzifələrindən biri bu və ya digər şəraitin yaradılması zamanı müəyyən bir iqtisadi sistemin inkişafını proqnozlaşdırmaqdır. Yalnız bir yolla tədqiq olunan prosesin daxili hərəkətverici qüvvələrini dərk etməklə onun inkişafını optimal idarə etmək vərdişləri qazanmaq mümkündür.

İqtisadi sistemin hər bir iqtisadi göstəricisinin davranışı və qiyməti sonsuz sayda faktorlardan asılıdır və təbii ki, onların hamısını nəzərə almaq mümkünsüzdür. Buna heç ehtiyac da yoxdur. Çünki, tədqiq olunan iqtisadi göstəriciyə təsir edən faktorlar içərisində yalnız məhdud bir qisim faktorların təsiri həqiqətən də əhəmiyyətlidir. Qalan faktorların təsiri o qədər əhəmiyyətsizdir ki, onların nəzərə alınmaması iqtisadi sistemin o cümlədən də əmək bazarının davranışında əhəmiyyətli kənarlaşmalar yaratmayacaqdır. Odur ki, yalnız real olaraq üstünlük təşkil edən faktorların aşkar edilməsi və onların iqtisadi sistemin modelində əks etdirilməsi situasiyanın keyfiyyətli təhlili, proqnozlaşdırılması və optimal idarə olunmasının mühüm şərti hesab edilir.

İqtisadi nəzəriyyə müxtəlif iqtisadi göstəricilər arasında çoxsaylı qərarlaşmış və stabil əlaqələr aşkar etmiş və tədqiq etmişdir. Məsələn, əmək bazarında yeni iş yerlərinin açılması ilə iqtisadi aktiv əhəlinin sayı arasındakı asılılıq səviyyəsi ilə inflyasiya arasındakı asılılıq, əmək məhsuldarlığı ilə mexanikləşmə səviyyəsi arasındakı asılılıq və s. kifayət qədər yaxşı öyrənilmişdir.

Hər bir iqtisadi siyasətin əsasını iqtisadi dəyişənlərin tənzimlənməsi təşkil edir. Bu siyasət həmin dəyişənlərin bir-birilə necə əlaqəli olduğu haqqında biliklərə arxalanmalıdır. Qeyd edək ki, bu biliklər qərar qəbul edən siyasətçi və ya sahibkar üçün həlledici əhəmiyyət kəsb edir. Məsələn, bazar iqtisadiyyatında işsizliyin səviyyəsini bilavasitə tənzimləmək mümkün deyil, lakin bu səviyyəyə müxtəlif iqtisadi mexanizmlərlə təsir göstərmək mümkündür.

İqtisadi sistemlərə, xüsusəndə əmək bazarına ətraf mühitin qeyri-müəyyənliklərinin təsiri güclü olduğundan, qərarlaşmış asılılıqlar da müxtəlif şəkildə təzahür edə bilirlər. Az öyrənilmiş və stabil olmayan asılılıqların təhlili və modellərinin qurulması isə daha mürəkkəb məsələdir. Lakin bu tip asılılıqların modellərinin qurulması iqtisadi – riyazi modelləşdirmənin vacib vəzifələrindən biri hesab edilir. Qeyd edək ki, belə iqtisadi modelləri onlara daxil edilən dəyişənlərin real statistik məlumatlardan istifadə etməklə statistik təhlilini aparmadan qurmaq, yoxlamaq və təkmilləşdirmək qeyri - mümkündür. Belə təhlilin instrumentarisi olaraq yalnız optimallaşdırma modelləri deyil, həm də ekonometrik metodlar, o cümlədən regressiya və korrelyasiya təhlili çıxış edir. Asılılıqların statistik təhlili öz-özlüyündə hadisələr arasındakı səbəbiyyət əlaqələrinin mahiyyətini açıqlamır, daha doğrusu bu təhlil bir dəyişənin digər dəyişənə hansı səbəbdən təsir etdiyini müəyyən edə bilmir. Bu məsələlərin həlli başqa müstəvidə yerləşir və əlaqələrin keyfiyyət təhlilini tələb edir. Bu təhlil ya statistik təhlili qabaqlamalı, ya da onunla paralel aparılmalıdır.

İqtisadi sistemləri xarakterizə edən iqtisadi dəyişənlər arasında funksional tipli asılılıqlara əsasən rast gəlinmir. Məsələn, əhali gəlirləri ilə istehlak arasında, əmək məhsuldarlığı ilə əmək stajı arasında ciddi asılılıq mövcud deyil. Bunun səbəblərini aşağıdakı kimi izah etmək olar:

1. Bir dəyişənin digər dəyişənə təsiri təhlil edilən zaman bu faktora təsir edən çoxsaylı digər faktorlar nəzərə alınmır;

2. Bu təsir birbaşa xarakterli olmayıb, digər faktorlar vasitəsilə də dəyişənə təsir edə bilər;

3. Təsirlərin bir çoxu təsadüfi təbiətli olur və s.

Odur ki, iqtisadi sistemlərdə o cümlədən də əmək bazarında dəyişənlər arasındakı asılılıqlar funksional deyil, korrelyasiya (və ya statistik) tipli asılılıqlara aid edilir.

Belə asılılıqların aşkar edilməsi, optimal qiymətləndirilməsi və təhlili asılılıqların riyazi ifadələrinin qurulması və onların parametrlərin qiymətləndirilməsi iqtisadi – riyazi modelləşdirilmə metodlarından biri olan ekonometrikanın mühüm bölmələrindən biri hesab edilir.

Əgər kəmiyyətlərdən birinin dəyişməsi digərinin paylanması dəyişməsinə gətirib çıxardarsa, onda belə asılılığa statistik asılılıq deyəcəyik. Məsələn, statistik asılılıq özünü dəyişənlərdən birinin dəyişməsi zamanı digər kəmiyyətin orta qiymətinin dəyişməsində göstərir. Bu tip statistik asılılığa korrelyasiya asılılığı deyilir.

İqtisadi sistemlərin X və Y iki dəyişəni arasındakı qarşılıqlı əlaqələri iki variantda nəzərdən keçirmək olar:

1. X və Y dəyişənlərinin hər ikisi bərabərqiymətli hesab edilir, yəni onlar birinci və ikinci (asılı olmayan və asılı) dəyişənlərə bölünməyiblər.

2. X və Y dəyişənləri arasındakı qarşılıqlı əlaqələr öyrənilən zaman dəyişənlərdən biri asılı olmayan (izah edici), digəri isə asılı (izah olunan) dəyişən kimi qəbul edilir.

Birinci variantda tədqiqatın əsas məqsədi X və Y dəyişənləri arasında qarşılıqlı əlaqələrin mövcudluğunun və gücünün aşkar edilməsidir. Belə dəyişənlər arasındakı xətti asılılığın gücünün tədqiqi bizi əsas ölçüsü korrelyasiya əmsalı olan korrelyasiya təhlili oblastına gətirib çıxardır.

İkinci variantda birinci dəyişən digərinin dəyişməsində səbəb rolunu oynaya bilər. Məsələn, iş yerlərinin açılması işsizliyin azalmasına gətirib çıxardır. Lakin, izahedici dəyişənin (izahedici dəyişənlər yığımının) hər bir konkret qiymətinə digər dəyişənin bir deyil, çoxsaylı qiymətlərinin uyğun gəlməsi baxımından belə asılılıq birqiyməti

olmur. Odur ki, asılı olmayan dəyişənin (dəyişənlərin) asılı dəyişənə “orta hesabla” neçə təsir etdiyi öyrənilir. Bu tip asılılıq

$$M(y/x) = f(x) \quad (2.1)$$

kimi ifadə edilir və Y in X -ə görə reqressiya funksiyası adlanır. Bu halda X -i asılı olmayan (izahedici) dəyişən və ya reqressor, Y - isə asılı (izah olunan) dəyişən adlandırılır. İki TK-in asılılığı öyrənilən zaman tədqiqat cüt reqressiya adlanır. Bir neçə dəyişənin

$$M(y/x_1, x_2, \dots, x_n) = f((x_1, x_2, \dots, x_n)) \quad (2.2)$$

şəklində funksiya ilə göstərilən asılılığı isə çox reqressiya adlandırılır.

Müasir dövrdə reqressiya dedikdə, izahedici dəyişənlərlə asılı dəyişənin şərti riyazi gözləməsi (orta qiyməti) arasında mövcud olan və birincilərin qeyd edilmiş qiymətlərində bu orta qiymətin proqnozlaşdırılması məqsədi ilə qurulan funksional asılılıq başa düşülür.

Beləliklə, asılı dəyişənin real qiymətləri bütün hallarda onun şərti riyazi gözləmələri ilə üst-üstə düşmür və izahedici dəyişənin (izahedici dəyişənlər yığımının) eyni qiymətlərində müxtəlif qiymətlərə malik ola bilərlər. Odur ki, faktiki asılılıq mahiyyətə təsadüfi kəmiyyət olan və asılılığın stoxastik təbiətini əks etdirən ε toplananı ilə tamamlanmamalıdır. Onda aydındır ki, asılı və izahedici dəyişən (dəyişənlər) arasındakı əlaqə aşağıdakı kimi ifadə olunacaqdır:

$$y = M(y/x) + \varepsilon \quad (2.3)$$

$$y = M(y/x_1, x_2, \dots, x_m) + \varepsilon \quad (2.4)$$

(2.3) və (2.4) ifadələrinə reqressiya modelləri (reqressiya tənlikləri) deyilir.

Regressiya modellərində ε təsadüfi kəmiyyətin (kənarlaşmanın) iştirakının zəruriliyini müxtəlif şəkildə əsaslandırmaq olar. Bu səbəblərdən daha vacibləri aşağıdakılardır:

- 1.Regressiya modelinə bütün izahedici dəyişənlərin daxil edilməməsi
- 2.Modelin funksional formasının düzgün seçilməməsi
- 3.Dəyişənlərin agregasiyası
- 4.Ölçmələrin səhvləri

5. Statistik məlumatların məhdudluğu

6. İnsan faktorunun təsirinin qeyri-müəyyənliyi

Beləliklə, ε təsadüfi kəmiyyət yuxarıda sadaladığımız faktorların və eyni zamanda bir çox başqa faktorların təsirinin inikasındır.

Mövcud empirik məlumatlara və tədqiqatın məqsədlərinə cavab verən keyfiyyətli reqressiya tənliyinin qurulması kifayət qədər mürəkkəb və çox pilləli prosesdir. Bu prosesi 3 mərhələyə ayırmaq olar:

1. Reqressiya tənliyinin formulasının seçilməsi;

2. Seçilmiş tənliyin parametrlərinin müəyyən edilməsi;

3. Tənliyin keyfiyyətinin təhlili və tənliyin empirik məlumatlara adekvatlığının yoxlanması, tənliyin təkmilləşdirilməsi [13].

Əgər reqressiya tənliyi xəttidirsə, onda tədqiqat xətti reqressiya adlanır. Xətti reqressiya modeli iqtisadi göstəricilər arasındakı asılılıqların çox yayılmış və sadə tənliyi hesab edilir. Bundan başqa, qurulmuş xətti tənlik ekonometrik təhlilin başlanğıc nöqtəsi hesab oluna bilər.

Məsələn Keynsin C fərdi istehlakla i mövcud gəlir arasındakı asılılığı modelləşdirmək üçün təklif etdiyi $C = C_0 + b \cdot i$ formulasını bu tip tənlik hesab etmək olar. Burada C_0 - avtonom istehlakın miqdarı $b(0 < b \leq 1)$ istehlaka həddə meylidir. Lakin konkret məlumatların təhlilində bu modelə istifadə zamanı biz həmişə müəyyən xəta ilə qarşılaşacağıq. Çünki bu göstəricilər arasında ciddi funksional asılılıq mövcud deyil. Digər tərəfdən, danılmaz həqiqətdir ki, böyük gəlirə malik insanlar (ev təsərrüfatları) orta hesabla daha böyük istehlaka malik olurlar.

Yuxarıdakı mülahizələrə əsaslanaraq belə bir qənaəət gəlmək olar ki, xətti reqressiya (nəzəri xətti reqressiya tənliyi) dedikdə, y asılı dəyişənin $M(y/x = x_i)$ şərti riyazi gözləməsi ilə bir izahedici dəyişən - x arasındakı xətti funksiya başa düşülür.

$$M(y/x = x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i \quad (2.5)$$

Qeyd edək ki, bu halda tənliyin β_0 və β_1 parametrlərinə görə xəttiliyi prinsipial hesab edilir.

y -in hər bir y_i fərdi qiymətinin müvafiq şərti riyazi gözləmədən kənarlaşması faktını əks etdirmək üçün (5) ifadəsinə ε_i təsadüfi toplanana daxil edilməlidir:

$$y_i = M(y/x = x_i) + \varepsilon_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad (2.6)$$

(2.6) ifadəsi nəzəri xətti reqressiya modeli adlanır; β_0, β_1 - reqressiyanın nəzəri parametrləri (nəzəri əmsalları), ε_i - təsadüfi kənarlaşmadır.

Deməli, y_i fərdi qiymətlər iki komponentin - ($\beta_0 + \beta_1 x_i$) sistematik komponentin və ε_i -təsadüfi komponentin cəmi kimi müəyyən edilir. Nəzəri xətti reqressiya modeli ümumi şəkildə aşağıdakı kimi ifadə edilir.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon \quad (2.7)$$

Reqressiyanın nəzəri əmsallarının qiymətlərini müəyyən etmək üçün baş yığımın X və Y dəyişənlərinin bütün qiymətlərini bilmək və istifadə etmək zəruridir. Bunu etmək isə praktik baxımdan mümkünsüzdür.

Beləliklə, xətti reqressiya təhlilin əsas vəzifəsi X və Y dəyişənlərinin mövcud $(x_i; y_i)$ $i = 1, 2, \dots, n$ statistik məlumatlarına görə aşağıdakılara nail olmaqdır:

- a) β_0 və β_1 məchul parametrlərin ən yaxşı qiymətlərini əldə etmək;
- b) modelin parametrləri haqqında statistik fərziyələri yoxlamaq;
- c) modelin statistik məlumatlarla kifayət qədər yaxşı uzlaşıb-uzlaşmadığını (modelin müşahidə məlumatlarına adekvatlığını) yoxlamaq.

Deməli, məhdud həcmli seçimə görə biz empirik reqressiya tənliyi adlandırılan aşağıdakı tənliyi qura bilərik:

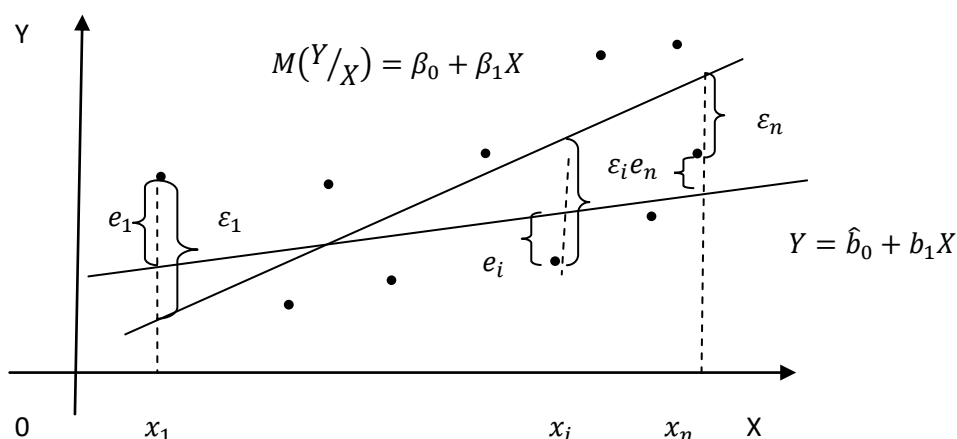
$$y_{hes} = b_0 + b_1 x_i \quad (2.8)$$

burada $\bar{y} - M(y/x = x_i)$ şərti riyazi gözləmənin qiyməti və b_0 və b_1 - β_0 və β_1 naməlum parametrlərin qiymətləridir (bu qiymətləri empirik reqressiya əmsalları deyilir) Deməli, konkret halda (8) ifadəsini aşağıdakı kimi yazmaq olar:

$$y_i = b_0 + b_1 x_i + e_i \quad (2.9)$$

burada $e_i - \varepsilon_i$ nəzəri təsadüfi kənarlaşmanın qiymətidir.

Baş yığım və seçmə üçün statistik bazanın üst-üstə düşməməsi ilə əlaqədar olaraq b_0 və b_1 qiymətləri praktik olaraq həmişə β_0 və β_1 əmsallarının həqiqi qiymətlərindən fərqlənir. Nəticədə reqressiyanın empirik və nəzəri xətləri üst-üstə düşmür. Eyni bir baş yığımdan götürülmüş müxtəlif seçmələr üçün bir-birindən fərqlənən qiymətlər alınır. Nəzəri və empirik reqressiya tənliklərinin arasında mümkün nisbət aşağıdakı şəkildə əks olunmuşdur (Şəkil 2.1):



Şəkil 2.1 Nəzəri və empirik reqressiya tənliklərinin arasında mümkün nisbəti

Qarşıya konkret $(x_i; y_i), i = 1, 2, \dots, n$ seçməyə görə β_0 və β_1 məchul parametrlər üçün elə b_0 və b_1 qiymətlərinin tapılması məsələsi çıxır ki, qurulmuş reqressiya xətti müəyyən mənada bütün digər düz xətlər içərisində ən yaxşısı, daha doğrusu optimal olsun. Başqa sözlə desək, qurulmuş $\bar{y} = b_0 + b_1 x$ düz xətti müşahidə nöqtələri çoxluğuna nəzərən “ən yaxın” xətt olmalıdır. Tapılmış qiymətlərin keyfiyyət ölçüsü olaraq $e_i, i = 1, 2, \dots, n$ kənarlaşmalarının müəyyən kompozisiyaları çıxış edir. Məsələn, empirik tənliyinin b_0 və b_1 əmsallarının qiymətlərini aşağıdakı cəmlərdən bizim minimumlaşdırmaqla tapmaq olar [13.15].

$$\sum_{i=1}^n e_i = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i) = \sum_{i=1}^n (y_i - b_0 - b_1 x_i)$$

$$\sum_{i=1}^n e_i = \sum_{i=1}^n |y_i - \hat{y}_i| = \sum_{i=1}^n |y_i - b_0 - b_1 x_i|$$

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - b_0 - b_1 x_i)^2$$

Birinci cəm tapılmış qiymətlərin keyfiyyət ölçüsü ola bilməz, çünki

$$\sum_{i=1}^n e_i = 0 \quad \text{şərtini ödəyən sonsuz sayda düz xətt (o cümlədən } y = \bar{y} \text{) mövcuddur.}$$

Əmsalların qiymətlərinin hesablanması üçün tətbiq edilən ikinci metod ən kiçik modullar metodu adlanır.

Regressiya tənliyinin əmsallarını qiymətləndirmək üçün ən çox tətbiq edilən və nəzəri cəhətdən əsaslandırılmış metod üçüncü cəmin minimumlaşdırılması metodudur. Bu metod ən kiçik kvadratlar metodu adlanır. ƏKKM hesablanma mexanizmi baxımından ən sadə metod olmaqla bərabər, həm də bu metodla tapılmış əmsalların qiymətləri bir sıra optimal xassələrə malik olurlar. ƏKKM – u y asılı dəyişənin faktiki statistik qiymətlərinin onun hesabi qiymətlərindən kənarlaşmalarını əks etdirən e_i təsadüfi kəmiyyətlərin kvadratları cəminin minimumlaşdırılmasını nəzərdə tutur:

$$Q(b_0, b_1) = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum (y_i - b_0 - b_1 x_i)^2 \quad (2.10)$$

Asanlıqla görmək olar ki, Q funksiyası iki parametrlin - b_0 və b_1 parametrlərinin kvadratik funksiyasıdır ($Q = Q(b_0, b_1)$), çünki x_i, y_i müşahidələrin məlum verilənləridir. Q funksiyası kəsilməz, qabarıq və aşağıdan məhdud olduğu üçün ($Q \geq 0$) onun minimumu mövcuddur.

İki dəyişənin $Q(b_0, b_1) = \sum_{i=1}^n (y_i - b_0 - b_1 x_i)^2$ funksiyasının minimumunun mövcud olması üçün zəruri şərt onun b_0 və b_1 məchul parametrlər üzrə məxsusi törəmələrinin sifirə bərabər olmasıdır. Sonrakı formulalarda i 1-dən n -ə qədər dəyişdiyini qəbul edərək $\sum$ -ri indekssiz yazacağıq.

$$\begin{cases} \frac{\partial Q}{\partial b_0} = -2 \sum (y_i - b_0 - b_1 x_i) = 0 \\ \frac{\partial Q}{\partial b_1} = -2 \sum (y_i x_i - b_0 x_i - b_1 x_i^2) = 0 \end{cases} \quad (2.11)$$

$$\begin{cases} \sum y_i = n b_0 + b_1 \sum x_i \\ \sum x_i y_i = b_0 \sum x_i + b_1 \sum x_i^2 \end{cases} \quad (2.12)$$

(2.12) sisteminin hər iki tənliyini n -ə bölərək, alırıq:

$$\begin{cases} b_0 + b_1 \bar{x} = \bar{y} \\ b_0 \bar{x} + b_1 \bar{x}^2 = \bar{x}\bar{y} \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} b_1 = \frac{\bar{x}\bar{y} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\bar{x}^2 - \bar{x}^2} \\ b_0 = \bar{y} - b_1 \bar{x} \end{cases} \quad (2.13)$$

Burada $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x_i$, $\bar{x}^2 = \frac{1}{n} \sum x_i^2$, $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum y_i$, $\bar{x}\bar{y} = \frac{1}{n} \sum x_i y_i$.

Beləliklə, ƏKKM-u ilə b_0 və b_1 parametrlərinin qiymətləri (2.13) ifadəsinə görə hesablanır.

Qeyd edək ki, b_1 -in qiymətini aşağıdakı kimi də hesablamaq olar:

$$b_1 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2} = \frac{S_{xy}}{S_x^2} \quad (2.14)$$

Onda :

$$b_1 = \frac{S_{xy}}{S_x^2} = \frac{S_{xy}}{S_x S_y} \cdot \frac{S_y}{S_x} = r_{xy} \frac{S_y}{S_x} \quad (2.15)$$

Burada r_{xy} -seçmə korrelyasiya əmsalıdır. S_x, S_y -standart kənarlaşmalardır. Beləliklə, reqressiya əmsalı kovariasiyaya və korrelyasiya əmsalına proporsionaldır.

Beləliklə, r_{xy} - korrelyasiya əmsalı artıq hesablanmışdırsa, onda ifadəsinə görə cüt reqressiyanın, b_1 əmsalını tapmaq mümkündür.

Əgər y -in x -ə görə reqressiya tənliyindən başqa ($\hat{y} = b_0 + b_x x$), eyni empirik məlumatlar üçün həm də x -in y -ə görə reqressiya tənliyi ($\hat{x} = c_0 + b_y y$) tapılmışdırsa, onda b_x və b_y əmsallarının hasili r_{xy}^2 -ni verəcəkdir.

$$b_y = \frac{\bar{x}\bar{y} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\bar{y}^2 - \bar{y}^2} \quad (2.17)$$

$$c_0 = \bar{x} - b_y \bar{y}$$

Yuxarıdakı mülahizələrə əsasən aşağıdakı nəticələrə gəlmək olar:

- ƏKKM-un qiymətləri seçimin funksiyaları olduğundan, onları asan hesablamaq olur;
- ƏKKM-un qiymətləri nəzəri reqressiya əmsallarının nöqtəvi qiymətləridir.

(2.12) münasibətinin ikinci formulasına görə empirik düz xətti $(\bar{x}, \bar{y})$ nöqtəsindən keçir.

Empirik reqressiya tənliyi elə qurulub ki, $\sum e_i$ kənarlaşmaların cəmi, eləcə də kənarlaşmanın $\bar{e}$ orta qiyməti sıfıra bərabər olur.

Doğrudan da, (2.11) ifadəsində $-2\sum(y_i - b_0 - b_1x_i) = 0$ formulasından

$$-2\sum e_i = 0 \Rightarrow \sum e_i = 0 \Rightarrow \frac{1}{n}\sum e_i = 0 \Rightarrow \bar{e} = 0 \text{ alınır.}$$

e_i təsadüfi kənarlaşmalar Y asılı dəyişənin müşahidə edilən y_i qiymətləri ilə korrelyasiya olunmayıb.

Bu fərziyəni təsdiq etmək üçün y və e arasındakı kovariasiyanın sıfıra bərabər olduğunu göstərək. Doğrudan da:

$$S_{yx} = \frac{1}{n}\sum (y_i - \bar{y})(e_i - \bar{e}) = \frac{1}{n}\sum (y_i - \bar{y})e_i$$

$\sum (y_i - \bar{y})e_i = 0$ olduğunu göstərək. (2.9) istifadənin bütün asılılıqlarını $i(i = \bar{1}u)$ üzrə cəmləsək alarıq:

$$\sum y_i = nb_0 + b_1\sum x_i + \sum e_i = nb_0 + b_1\sum x_i \quad (\sum e_i = 0 \text{ olduğundan})$$

Axırıncı asılılığı n -ə bölsək alaraq:

$$\bar{y} = b_0 + b_1\bar{x}$$

Bu asılılığı (2.9) ifadəsindən çıxsaq aşağıdakı formulanı alarıq:

$$y_i - \bar{y} = b_1(x_i - \bar{x}) + e_i \quad (2.18)$$

Onda:

$$\begin{aligned} \sum (y_i - \bar{y})e_i &= b_1\sum (x_i - \bar{x})e_i = b_1\sum (x_i - \bar{x})((y_i - \bar{y}) - b_1(x_i - \bar{x})) = \\ &= b_1\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) - b_1^2\sum (x_i - \bar{x})^2 = b_1^2\sum (x_i - \bar{x})^2 - b_1^2\sum (x_i - \bar{x})^2 = 0 \end{aligned}$$

Deməli, $s_{ye} = 0$

e_i təsadüfi kənarlaşmalar X sərbəst dəyişənin x_i müşahidə qiymətləri ilə korrelyasiya olunmayıb.

Doğrudan da, (2.11) sisteminin ikinci formulasına görə $s_{ye} = 0$ alınır.

Reqressiya tənliyinin qurulması istənilən halda müəyyən interpretasiyanın və təhlilin aparılmasını tələb edir. Interpretasiya ona görə zəruridir ki, alınmış nəticələri əmsalın izahı ilə təsvir etmək və bununla da qurulmuş asılılığı ekonometrika üzrə

mütəxəssis olmayan şəxsə başa salmaq mümkün olsun. Fərz edək ki, istehlakın həcmi ilə ailənin gəliri arasındakı əlaqə öyrənilir və $\hat{y} = 3,699 + 0,9339x$ reqressiya tənliyi qurulmuşdur. Onda b_1 əmsalı istehlaka həddud meyli kimi izah ediləcəkdir. Bu əmsal onu göstərir ki, əgər ailənin gəliri bir vahid artarsa, onda istehlakın həcmi 0,9339 şərti vahid artacaqdır. Qrafikdə b_1 əmsalı reqressiya düz xəttinin absis oxunun müsbət istiqamətinə meyl bucağının tangensinin müəyyən etdiyindən, bu əmsala bəzən bucaq əmsalı da deyilir.

Reqressiya tənliyinin b_0 sərbəst həddi ailənin malik olduğu X gəlirin 0-a bərabər olması halında Y -in proqnozlaşdırılan qiymətini əks etdirir (daha doğrusu avtonom istehlakı). Lakin burada müəyyən ehtiyatlılıq lazımdır. Bu halda izahedici dəyişənin müşahidə qiymətlərinin ordinat oxundan (asılı dəyişən) nə qədər aralı qalması çox vacidir. Çunki, yığım üçün reqressiya tənliyinin uğurlu seçilməsi halında da heç kim təminat verə bilməz ki, uzaqda da bu seçim uğurlu olaraq qalacaqdır. Bizim misalda $b_0 = 3,699$ -dur. Deməli, reqressiya tənliyinə görə gəlir 0-a bərabər olduqda istehlaka məsrəflər orta hesabla 3,699 şərti vahid təşkil edəcəkdir. Ayrıca götürülmüş bir ailə üçün bunu izah etmək olar (ailə öz ehtiyatlarından və ya aldığı borcdan istifadə edə bilər), lakin ailələr yığını üçün bunun mənası olmayacaqdır. Lakin istənilən halda b_0 əmsalı reqressiya düz xəttinin ordinat oxu ilə kəsişməsi nöqtəsini göstərir və reqressiya xəttinin y oxu boyunca sürüşməsinə əks etdirir.

b_0 və b_1 empirik reqressiya əmsalları β_0 və β_1 nəzəri əmsalların yalnız qiymətləridir, tənliyin özü isə baxılan dəyişənlərin davranışındakı ümumi meyli əks etdirir. Dəyişənlərin fərdi qiymətləri bir çox səbəbdən onların model qiymətlərində fərqlənə bilər. Bu kənarlaşmaları biz e_i ilə işarə etmişik. Bu kənarlaşmalar baş yığım üçün ε_i kənarlaşmaların qiymətləri rolunu oynayır.

Bununla belə, müəyyən şəraitdə reqressiya tənliyi iqtisadi sistemlərin optimal davranışının təhlili və proqnozlaşdırılmasının əvəzolunmaz və keyfiyyətli vasitəsi kimi çıxış edir.

§2.2. Əmək bazarının tədqiqi və proqnozlaşdırılmasında çox reqressiya modellərinin tətbiqi

Əmək bazarının istənilən göstəricisinə bir deyil, bir neçə amil təsir göstərir. Məsələn, ölkə üzrə işsizlərin sayı, yalnız aktiv əhalinin sayı ilə deyil, həm də inflyasiyanın səviyyəsi, investisiya qoyuluşlarının həcmi, istehlak zənbili və s. amillərlə müəyyən edilir. Bu halda $M(y/x) = f(x)$ cüt reqressiyadan fərqli olaraq

$$M(y/x_1, x_2, \dots, x_m) = f(x_1, x_2, \dots, x_m)$$

çox reqressiya nəzərdən keçirilir. y və $x_1, x_2, \dots, x_m$ dəyişənlərinin qarşılıqlı əlaqəliyinin qiymətləndirilməsi məsələsi cüt reqressiya halında olduğu kimi qoyulur. Çox reqressiyanın tənliyi aşağıdakı kimi ifadə edilə bilər [6,13].

$$Y = f(\beta, X) + \varepsilon \quad (2.19)$$

burada, $X = (x_1, x_2, \dots, x_m)$ -asılı olmayan (izahedici) dəyişənlər vektorudur.

β - parametrlər vektorudur (onlar təyin edilməlidir)

ε - təsadüfi səhvdir (kənarlaşma)

y - asılı (izaholunan) dəyişəndir.

Fərz edilir ki, baxılan baş yığım üçün məhz f funksiyası tədqiq edilən y dəyişənini x sərbəst dəyişənlər vektoru ilə bağlayır.

Çox reqressiya modelləri içərisində ən sadə və daha çox tətbiq olunan model xətti çox reqressiya modelidir.

Nəzəri xətti çox reqressiya modeli aşağıdakı kimi yazılır:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_m x_m + \varepsilon \quad (2.20)$$

i -nin fərdi müşahidələri üçün ($i = 1, 2, \dots, m$) (1) modeli aşağıdakı şəkil alır:

$$y_i = \beta_0 + \beta_{i1} x_1 + \beta_{i2} x_2 + \dots + \beta_{im} x_m + \varepsilon_i \quad (2.21)$$

burada, $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_m)$ - məchul parametrlərin $(m+1)$ ölçülü vektorudur.

β_j , ($j = 1, 2, \dots, m$) reqressiyanın j -ci nəzəri əmsalı adlanır (hissəli reqressiya əmsalı). Bu əmsal y kəmiyyətinin x_j -in dəyişməsinə həssaslığını əks etdirir. Başqa sözlə bu əmsal modelin bütün digər izahedici dəyişənləri dəyişməz qaldıqda x_j - izahedici dəyişənin y asılı dəyişənin $M(y/x_1, x_2, \dots, x_n)$ şərti riyazi gözləməsinə təsirini

əks etdirir. β_0 sərbəst hədd olub, bütün x_j -izahedici dəyişənlərin qiymətləri 0-a bərabər olduqda y -in qiymətini müəyyən edir.

Model olaraq xətti funksiya seçildikdən sonra reqressiyanın parametrlərini qiymətləndirmək lazımdır. Fərz edək ki, $x = (x_1, x_2, \dots, x_m)$ -izahedici faktorlar vektorunun və y asılı dəyişəninə müşahidəsi vardır:

$$(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im}, y_i), \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

$\beta_2, \beta_2, \dots, \beta_m$ parametrlərinin tapılması məsələsini (daha doğrusu ən yaxşı β vektorunun tapılması məsələsini) birqiymətli həll etmək üçün $n \geq m+1$ bərabərsizliyi ödənməlidir. Əgər bu bərabərsizlik ödənmirsə, onda sonsuz sayda müxtəlif parametrlər vektorları üçün x və y arasındakı xətti əlaqə formulası mövcud müşahidələrə tam dəqiqliklə uyğun gələcəkdir. Əgər $n = m+1$ olarsa, onda β vektorunun əmsallarının qiymətləri yalnız bir yolla - $m+1$ xətti tənlikdən ibarət

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_m x_{im} \quad (i = 1, 2, \dots, n+1)$$

tənliklər sistemini həll etməklə tapılır.

Məsələn, $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2$ reqressiya tənliyinin parametrlərinin qiymətlərini birqiymətli şəkildə müəyyən etmək üçün 3 müşahidədən ibarət $(x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, y_i)$ $i = 1, 2, 3$ yığımına malik olmaq kifayətdir. Lakin bu halda $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ parametrlərinin tapılmış qiymətləri üçölçülü fəzada elə bir $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2$ müstəvisini müəyyən edəcəkdir ki, bu müstəvi mövcud üç nöqtədən keçsin. Digər tərəfdən, yığımnda olan üç müşahidəyə bir müşahidənin əlavə edilməsi elə bir hala gətirib çıxaracaqdır ki, $(x_{41}, x_{42}, x_{43}, y_4)$ dördüncü nöqtə qurulmuş müstəvidən kənarda (ola bilər ki, kifayət qədər uzaqda) yerləşəcəkdir. Odur ki, parametrləri yenidən qiymətləndirmək lazım gələcəkdir. Beləliklə, normal məntiqə görə aşağıdakı nəticə alınır:

Əgər müşahidələrin sayı minimal zəruri səviyyədən azdırsa, yəni $n > m+1$ şərti ödənmirsə, onda bütün müşahidələri ödəyən xətti forma seçmək artıq mümkün deyil və optimallaşdırmaya zərurət yaranır. Yəni $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m$ parametrləri üçün elə qiymətlər tapılmalıdır ki, bu qiymətlərdə reqressiya tənliyi mövcud müşahidələr üçün ən yaxşı yaxınlaşmanı təmin etsin.

Bu halda $v = n - m - 1$ ədədi sərbəstlik dərəcələrinin sayı adlanır. Əgər sərbəstlik dərəcələrinin sayı böyük deyilsə, onda qiymətləndirilən formulanın statistik etibarlılığı yüksək deyil. Məsələn üç müşahidə üzrə dəqiq nəticənin alınması ehtimalı 30 müşahidə ilə müqayisədə əhəmiyyətli dərəcədə azdır. Belə hesab edilir ki, çox xətti reqressiyanın qiymətləndirilməsi zamanı statistik etibarlılığı təmin etmək üçün müşahidələrin sayı qiymətləndirilən parametrlərin sayından ən azı 3 dəfə çox olmalıdır.

Xətti çoxreqressiya modelinin parametrlərini qiymətləndirmək üçün ən çox tətbiq olunan metod ƏKKM-dur. Əvvəl qeyd etdiyimiz kimi, bu metodun əsasını y asılı dəyişənin müşahidə qiymətlərinin onların reqressiya tənliyinə görə alınan $\hat{y}$ dəyişəninədən kənarlaşmalarının kvadratları cəminin minimumlaşdırılması təşkil edir.

Reqressiya tənliyinin əmsallarının qiymətlərinin tapılması alqoritminin təsvirinə keçməzdən əvvəl ƏKKM –u üçün məqsədəuyğun olan şərtləri yada salaq.

1. ε_i təsadüfi kənarlaşmanın riyazi gözləməsi sıfıra bərabərdir: $M(\varepsilon_i) = 0$ (bütün müşahidələr üçün)

2. Homoskedostiklik (kənarlaşmaların dispersiyalarının sabitliyi);

$$D(\varepsilon_i) = D(\varepsilon_j) = \sigma^2, \text{ bütün } i \text{ və } j \text{ müşahidələri üçün}$$

3. Avtokorrelyasiya mövcud deyil .

ε_i və ε_j təsadüfi kənarlaşmalar bütün $i \neq j$ üçün bir-birindən asılı deyil.

$$Y_{eiej} = \text{cov}(e_i, e_j) = \begin{cases} 0, & i \neq j \\ \sigma^2, & i = j \end{cases}$$

4. Təsadüfi kənarlaşmalar izahedici dəyişənlərdən asılı olmamalıdır.

$$\rho_{\varepsilon xi} = 0$$

5. Model parametrlərinə nəzərən xəttidir.

Xətti çox reqressiya halı üçün daha iki şərtin ödənməsi vacibdir:

6. Multikollenarlığın olmaması.

İzahedici amillər arasında ciddi (güclü) xətti asılılıq mövcud deyil.

7. ε_i səhvləri normal paylanmaya malikdirlər ($\varepsilon_i \sim N(0, \sigma)$)

Bu şərtin ödənməsi statistik hipotezaların yoxlanması və interval qiymətlərinin hesablanması üçün vacibdir.

Cüt reqressiyada olduğu kimi, çox reqressiyada da yığma görə β_j parametrlərinin həqiqi qiymətlərini almaq mümkün deyil. Bu halda (2.19) nəzəri reqressiya tənliyi əvəzinə empirik reqressiya tənliyi qiymətləndirilir. Bu tənliyi aşağıdakı kimi təsvir etmək olar:

$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots b_mx_m + e \quad (2.22)$$

burada $b_0, b_1, b_2, \dots, b_m$ – reqressiya əmsallarının $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_m$ nəzəri kəmiyyətlərinin qiymətləridir, daha doğrusu, empirik reqressiya əmsallarıdır. $e - \varepsilon$ kənarlaşmasının qiymətidir. Fərdi müşahidələr üçün yazsa bilərik:

$$y_i = b_0 + b_1x_{i1} + \dots b_mx_{im} + e_i \quad (2.23)$$

Qiymətləndirmə tənliyi ilk növbədə Y asılı dəyişənin qiymətinin dəyişməsinin ümumi trendini (istiqamətini) təsvir etməlidir. Bu zaman bu trenddən kənarlaşmaları hesablamaq imkanı mövcud olmalıdır.

n həcmli $(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in}), i=1, 2, \dots, n$ yığımdan məlumatlarına əsasən β vektorunun β_j parametrlərinin qiymətlərini tapmaq, daha doğrusu seçilmiş modelin parametrləşdirilməsini aparmaq lazımdır (burada $x_{ij}, j=1, 2, \dots, m-i$ -ci müşahidədə x_j dəyişənin qiymətidir).

ƏKKM-nin ε_i səhvlərinə nəzərən şərtləri ödəndikdə çox xətti reqressiyanın $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m$ parametrlərinin ƏKKM-u ilə tapılmış $b_1, b_2, \dots, b_m$ qiymətləri sürüşdürülməmiş, səmərəli və əsaslı hesab edilir (BLUE qiymətləri).

(2.23) ifadəsinə görə y -asılı dəyişənin y_i qiymətinin $\hat{y}_i$ model qiymətindən e_i kənarlaşması aşağıdakı kimi hesablanır:

$$e_i = y_i - b_0 - b_1x_{i1} - \dots b_mx_{im} \quad (2.24)$$

Onda ƏKKM-u ilə $b_1, b_2, \dots, b_m$ əmsallarının qiymətlərini tapmaq üçün aşağıdakı funksiya minimumlaşdırılır.

$$Q = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n \left(y_i - \left(b_0 + \sum_{j=1}^m b_j x_{ij} \right) \right)^2 \quad (2.25)$$

(2.25) funksiyası $b_j, j = 0, 1, \dots, m$ məchul kəmiyyətlərə nəzərən kvadratik funksiyadır. Q aşağıdan məhduddur, deməli minimumu vardır. Q funksiyasının minimumunun zəruri şərti onun b_j üzrə bütün məxsusi törəmələrinin sıfıra bərabər olmasıdır. (2.25) kvadratik funksiyası məxsusi törəmələri aşağıdakı xətti funksiyalardır:

$$\begin{cases} \frac{\partial Q}{\partial b_0} = -2 \sum_{i=1}^n \left(y_i - \left(b_0 + \sum_{j=1}^m b_j x_{ij} \right) \right) \\ \frac{\partial Q}{\partial b_j} = -2 \sum_{i=1}^n \left(y_i - \left(b_0 + \sum_{j=1}^m b_j x_{ij} \right) \right) x_{ij}, j = 1, 2, \dots, m \end{cases} \quad (2.26)$$

Əgər bu tənlikəri sıfıra bərabər etsək, onda $(m+1)$ məchulu $(m+1)$ xətti tənlikdən ibarət sistem alarıq:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n \left(y_i - \left(b_0 + \sum_{j=1}^m b_j x_{ij} \right) \right) = 0 \\ \sum_{i=1}^n \left(y_i - \left(b_0 + \sum_{j=1}^m b_j x_{ij} \right) \right) x_{ij} = 0, j = 1, 2, \dots, m \end{cases} \quad (2.27)$$

Belə sistemin əsasən yeganə həlli olur. Bu sistemə normal tənliklər sistemi deyilir. Onun həllini vektor-matris qoyuluşunda daha aşkar izləmək mümkündür.

İqtisadi sistemin dəyişənlərinin müşahidə qiymətlərini və əmsalları matris formasında təsvir edək:

$$y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \dots \\ y_n \end{pmatrix}, \quad x = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} \dots & x_{1m} \\ 1 & x_{21} & x_{22} \dots & x_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} \dots & x_{nm} \end{pmatrix}, \quad B = \begin{pmatrix} b_0 \\ b_1 \\ \dots \\ b_m \end{pmatrix}, \quad e = \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \dots \\ e_n \end{pmatrix}$$

Burada y - asılı dəyişənin müşahidələrinin n ölçülü vektor-sütundur;

$x - n(m+1)$ ölçülü matris olub, i -ci sətiri ($i = 1, 2, \dots, n$) $x_1, x_2, \dots, x_m$ sərbəst dəyişənlərin qiymətləri vektorunun müşahidələrini əks etdirir. Vahid b_0 sərbəst həddin dəyişəninə uyğun gəlir. B - $(m+1)$ ölçülü vektor-sütun olub, (2.20) reqressiya tənliyinin parametrlərini əks etdirir. $e - n$ ölçülü vektor-sütun olub, y asılı dəyişənin y_i real qiymətlərinin

$$\hat{y}_i = b_0 + b_1 x_{i1} + b_2 x_{i2} \dots + b_m x_{im}$$

reqressiya tənliyinə görə alınmış $\hat{y}_i$ -qiymətlərinin kənarlaşmalarını əks etdirir.

Asanlıqla yəqin etmək olar ki, $Q = \sum_{i=1}^n e_i^2$ funksiyasını matris formasında $e^T = (e_1, e_2, \dots, e_n)$ sətir vektorunun e sütun vektoruna hasili kimi yazmaq olar. e sütun vektorunu həm də aşağıdakı kimi yazı bilərik:

$$e = Y - XB \quad (2.28)$$

Buradan alırıq:

$$Q = e^T \cdot e = (Y - XB)^T \cdot (Y - XB) = Y^T Y - B^T X^T Y - Y^T X B + B^T X^T X B = Y^T Y - 2B^T X^T Y + B^T X^T X B \quad (2.29)$$

Burada, e^T, B^T, X^T, Y^T – müvafiq vektor və matrislərə görə transponirə edilmiş vektor və matrislərdir. (2.29) ifadəsini almaq üçün xətti cəbrin aşağıdakı məlum formulaları tətbiq edilib:

$$(Y - XB)^T = Y^T - (XB)^T; \quad (XB)^T = B^T X^T; \quad B^T X^T Y = Y^T X B$$

Q funksiyasının ekstremumunun zəruri şərti onun bütün b_j parametrləri üzrə məxsusi törəmələrinin sıfıra bərabər olmalıdır.

Asanlıqla müəyyən etmək olur ki, $\frac{\partial Q}{\partial B}$ məxsusi törəmələrin vektor-sütununu matris formasında

$$\frac{\partial Q}{\partial B} = -2X^T Y + 2(X^T X)B$$

şəklində ifadə etmək olar.

Əgər $\frac{\partial Q}{\partial B}$ -ni sıfıra bərabər etsək, onda çox xətti reqressiyanın əmsallarını hesablamaq üçün aşağıdakı formulaları alırıq:

$$\begin{aligned} -2X^T Y + 2(X^T X)B &= 0 \\ X^T Y &= (X^T X)B \\ B &= (X^T X)^{-1} X^T Y \end{aligned} \quad (2.30)$$

Burada $(X^T X)^{-1} - X^T X$ matrisinin tərs matrisidir .

(2.30) ifadəsi istənilən m sayda izahedici dəyişənə malik reqressiya tənliyi üçün doğrudur.

Məsələn, analogi yanaşmaya əsasən, $m=2$ olduqda (2.30) ifadəsi aşağıdakı üç dəyişənli üç xətti tənliklər sistemi şəklinə düşəcəkdir:

$$\begin{cases} \sum y_i = nb_0 + b_1 \sum x_{i1} + b_2 \sum x_{i2} \\ \sum x_{i1} y_i = b_0 \sum x_{i1} + b_1 \sum x_{i1}^2 + b_2 \sum x_{i1} x_{i2} \\ \sum x_{i2} y_i = b_0 \sum x_{i2} + b_1 \sum x_{i1} x_{i2} + b_2 \sum x_{i2}^2 \end{cases}$$

Dispersiyaların və standart səhvlərin məlum olması tədqiqatçıya qiymətlərin dəqiqliyini təhlil etməyə, nəzəri əmsallar üçün etibarlılıq intervalları qurmağa, müvafiq hipotezaları yoxlamağa imkan verir.

Bu xarakteristikaların hesablanması formulalarını matris formasında vermək daha sərfəli hesab edilir. Əvvəlcədən qeyd edək ki, matris formasında ƏKKM-un ilk üç şərti aşağıdakı kimi ifadə ediləcəkdir:

$$M(\varepsilon) = 0$$

$$D(\varepsilon) = \delta^2 I$$

$$K(\varepsilon) = M(\varepsilon \varepsilon^T) = \delta^2 E$$

burada

$$\varepsilon = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \dots \\ e_n \end{bmatrix}, \quad I = [1]_{n+1} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{bmatrix}, \quad E = E_{n \times n} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$K(\varepsilon) = \begin{bmatrix} D(\varepsilon_1) & \delta_{\varepsilon 12} & \dots & \delta_{\varepsilon 1n} \\ \delta_{\varepsilon 2\varepsilon 1} & D(\varepsilon_2) & \dots & \delta_{\varepsilon 2,\varepsilon n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \delta_{\varepsilon n\varepsilon 1} & \delta_{\varepsilon n\varepsilon 2} & \dots & D(\varepsilon_n) \end{bmatrix}$$

(10) ifadəsinə görə çox xətti reqressiyanın empirik əmsalları

$$B = (X^T X)^{-1} X^T Y$$

formulasına görə hesablanır.

Y -in $Y = X\beta + \varepsilon$ nəzəri qiymətini bu ifadədə nəzərə alsaq, alırıq:

$$B = (X^T X)^{-1} X^T (X\beta + \varepsilon) = (X^T X)^{-1} (X^T X) \beta + (X^T X)^{-1} X^T \varepsilon = \beta + (X^T X)^{-1} X^T \varepsilon$$

Dispersiya-kovariasiya matrisi quraq:

$$K(\beta) = M((\beta - B)(\beta - B)^T) = M\left[\left((X^T X)^{-1} X^T \varepsilon\right)\left((X^T X)^{-1} X^T \varepsilon\right)^T\right] = M(X^T X)^{-1} X^T \varepsilon \varepsilon^T X (X^T X)^{-1}$$

x_j təsadüfi kəmiyyət olmadığı üçün alırıq:

$$K(\beta) = (X^T X)^{-1} X^T M(\varepsilon \varepsilon^T) X (X^T X)^{-1} = (X^T X)^{-1} X^T \delta^2 EX (X^T X)^{-1} = \delta^2 (X^T X)^{-1}$$

$$D(\varepsilon_i) = \delta^2 Z'_{ji}$$

Burada $Z'_{jj} - Z^{-1} = (X^T X)^{-1}$ matrisinin j -ci diaqanal elementidir.

Yığma görə δ^2 dispersiyasının həqiqi qiymətini təyin etmək mümkün olmadığından, onu aşağıdakı sürüşdürülməmiş qiymətlə əvəz edirik:

$$S^2 = \frac{\sum e_i^2}{n - m + 1} \quad (2.31)$$

Burada m - modelin izahedici dəyişənlərinin sayıdır. Qeyd edək ki, bəzən 11 ifadəsində məxrəci $n - m + 1 = n - k$ kimi ifadə edirlər və k -ya modelin parametrlərinin sayı (təyin ediləcək reqressiya əmsalları kimi) kimi baxırlar.

Deməli, yığma görə biz reqressiyanın empirik əmsallarının yalnız seçmə dispersiyalarını təyin edə bilərik:

$$S_{b_j}^2 = S^2 Z'_{jj} = \frac{\sum e_i^2}{n - m - 1} Z'_{jj}, (j = 1, 2, \dots, m)$$

Cüt reqressiyada olduğu kimi, burada da $S = \sqrt{S^2}$ kəmiyyəti reqressiyanın standart səhvi adlanır. $S_{b_j}^2 = \sqrt{S_{b_j}^2}$ reqressiya əmsalının standart səhvi adlanır.

Cüt reqressiyada olduğu kimi, çox reqressiyada da β_j əmsallarının b_j nöqtəvi qiymətləri tapıldıqdan sonra bu əmsalların interval qiymətləri hesablanı bilər.

β_j parametrlərinin naməlum qiymətini $(1 - \alpha)$ etibarlılıqla əhatələyən etibarlılıq intervalı aşağıdakı bərabərsizliklə müəyyən edilir:

$$b_j - t_{\frac{\alpha}{2}, n-m-1} \cdot Sb_j < \beta_j < b_j + t_{\frac{\alpha}{2}, n-m-1} \cdot Sb_j$$

Empirik reqressiya tənliyinin qurulması ekonometrik təhlilin başlanğıc mərhələsi hesab edilir. Yığma görə qurulmuş ilk reqressiya tənliyi çox az hallarda bu və ya digər xarakteristikalara görə kafi hesab edilir. Odur ki, ekonometrik təhlilin növbəti mühüm vəzifəsi reqressiya tənliyinin keyfiyyətinin yoxlanmasıdır. Ekonometrikada belə

yoxlanışın artıq formalaşmış sxemi tətbiq edilir. Bütün müasir ekonometrik paketlər məhz bu sxem üzrə işləyir.

Qiymətləndirilmiş reqressiya tənliyinin statistik keyfiyyəti aşağıdakı sxem üzrə yoxlanılır:

- reqressiya tənliyinin əmsallarının statistik əhəmiyyətliliyinin yoxlanması;
- reqressiya tənliyinin ümumi keyfiyyətinin yoxlanması;
- məlumatların tənliyin qiymətləndirilməsi zamanı ödəndiyi fərz edilən xassələrinin yoxlanması (ƏKKM–nın şərtlərinin ödənməsinin yoxlanması)
- Reqressiya tənliyinin əmsallarının statistik əhəmiyyətliliyinin qiymətləndirilməsi.

Cüt reqressiyada olduğu kimi, m izahedici dəyişənə malik çox xətti reqressiyanın əmsallarının statistik əhəmiyyətliliyi də

$$t = \frac{b_j}{S_{b_j}}$$

t -statistikaya əsasında yoxlanılır. Fərz edilir ki, bu halda t -statistika

$\nu = n - m - 1$ sərbəstlik dərəcələrinin sayına malik Student paylanmalıdır. (n -yığımın həcmidir) . t -statistikanın müşahidə edilən qiyməti tələb edilən əhəmiyyətlilik səviyyəsində Student paylanmasının $t_{\frac{\alpha}{2}, n-m-1}$ kritik nöqtəsi ilə müqayisə edilir.

Əgər $|t| > t_{\frac{\alpha}{2}, n-m-1}$ olarsa, onda b_j əmsalı statistik əhəmiyyətli sayılır. Əks halda, yəni $|t| < t_{\frac{\alpha}{2}, n-m-1}$ olduqda b_j əmsalı statistik əhəmiyyətsiz hesab edilir (statistik sıfıra yaxın). Bu o deməkdir ki, x_j faktoru Y asılı dəyişənlə xətti asılı deyil. Bu dəyişənin izahedici dəyişənlər arasında olması statistik nöqtəyi-nəzərdən özünü doğrultmur. Asılı dəyişənə ciddi təsir göstərməyən bu dəyişmin qarşılıqlı əlaqələrin mənzərəsini təhrif etməkdən başqa heç bir rolu yoxdur. Odur ki, b_j əmsalının statistik əhəmiyyətsiz olması faktını aşkar etdikdən sonra reqressiya tənliyindən x_j dəyişəninə kənarlaşdırmaq məsləhət görülür. Bu kənarlaşdırma modelin keyfiyyətinin əhəmiyyətli dərəcədə pisləşməsinə səbəb olmayacaq, əksinə, onu daha konkret və mobil edəcək.

Bəzi hallarda əmsalların əhəmiyyətliliyinin ciddi yoxlanması sadə müqayisəli təhlillə əvəz olunur.

Əgər $|t| \leq 1$ ($b_j < S_{b_j}$) olarsa, onda əmsal statistik əhəmiyyətsizdir.

Əgər $1 < |t| \leq 2$ ($b_j < 2S_{b_j}$) olarsa, onda əmsal nisbətən əhəmiyyətlidir. Bu halda Student paylanmasının kritik nöqtələr cədvəlindən istifadə etmək məsləhət görülür.

Əgər $2 < |t| \leq 3$ olarsa, onda əmsal əhəmiyyətlidir. Bu qərar $v > 20$ və $\alpha \geq 0,05$ halları üçün təminatlıdır.

Əgər $|t| > 3$ olarsa, onda əmsal yüksək dərəcədə əhəmiyyətli sayılır. Əgər müşahidələrin sayı kifayət qədərdirsə, onda bu halda səhvin ehtimalı 0,001-dən çox olmur.

Hər bir reqressiya əmsalının əhəmiyyətliliyi yoxlandıqdan sonra reqressiya tənliyinin ümumi keyfiyyəti yoxlanılır. Bunun üçün cüt reqressiyada olduğu kimi, aşağıdakı formula üzrə hesablanan R^2 determinasiya əmsalından istifadə edilir:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (2.32)$$

Bu əmsalın mahiyyəti cüt korrelyasiyada olduğunun eynidir. Çox reqressiya üçün determinasiya əmsalı izahedici dəyişənlərin sayının azalmayan funksiyasıdır. Yeni izahedici dəyişənin əlavə edilməsi heç vaxt R^2 -in qiymətini azaltmır. Doğrudan da, hər sonrakı izahedici dəyişən asılı dəyişənin davranışını izah edən informasiyanı yalnız tamamlaya bilər, lakin heç bir halda onu azaltmır. Bu isə y asılı dəyişənin davranışındakı qeyri-müəyyənlik oblastını azaldır (ən pis halda artırır).

Bəzən determinasiya əmsalı hesablanan zaman sürüşdürülməmiş qiymətlər almaq üçün vahiddən çıxılan kəsrin sürətində və məxrəcində sərbəstlik dərəcələrinin sayına görə düzəliş edilir. Yəni, korrektirovka edilmiş (düzəldilmiş) determinasiya əmsalı qurulur:

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum e_i^2 / n - m - 1}{\sum (y_i - \bar{y})^2 / n - 1} \quad (2.32)$$

(2.32) ifadəsindən məlum olur ki, bütün $m > 1$ üçün $\bar{R}^2 < R^2$ şərti ödənilir. m -in qiyməti artdıqca korrektə edilmiş $\bar{R}^2$ determinasiya əmsalının qiyməti R^2 adi determinasiya əmsalının qiymətinə nəzərən daha ləng artır. Yəni, izahedici dəyişənlər

artdıqca, bu əmsal azalma istiqamətinə korrektə edilir. Yalnız $R^2 = 1$ olduqda $\bar{R}^2 = R^2$ alınır. $\bar{R}^2$ mənfi qiymət ala bilər (məsələn, $R^2 = 0$ olduqda).

İsbat edilir ki, yeni izahedici dəyişən daxil edildikdə, yalnız və yalnız bu izahedici dəyişən üçün t -statistika modulca vahiddən böyük olduqda $\bar{R}^2$ artır. Odur ki, modelə izahedici dəyişənlər o vaxta qədər əlavə edilməlidir ki, korrektə edilmiş determinasiya əmsalının artması davam etsin.

Regressiya əmsallarından hər birinin fərdi statistik əhəmiyyətliliyini qiymətləndirdikdən sonra bu əmsalların məcmu əhəmiyyətliliyi təhlil edilir. Bu tip təhlil ümumi əhəmiyyətlilik haqqında hipotezanın-regressiyanın izahedici dəyişənlərdə olan bütün əmsalların eyni zamanda sifıra bərabər olması haqqında hipotezanın yoxlanması əsasında aparılır:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m = 0$$

Əgər bu hipoteza qəbul edilsə, onda belə hesab edilir ki, bütün m sayda $x_1, x_2, \dots, x_m$ izahedici dəyişənlərin y asılı dəyişənə məcmu təsiri statistik əhəmiyyətsizdir və deməli, regressiya tənliyinin keyfiyyəti yüksək deyil.

Bu hipotezanın yoxlanması dispersiya təhlili əsasında aparılır. Dispersiya təhlili dedikdə- izah edilmiş və qalıq dispersiyaların müqayisəsi başa düşülür. Müqayisə aşağıdakı halları əhatə edir:

$$H_0 : (\text{izah edilmiş dispersiya}) = (\text{qalıq dispersiya})$$

$$H_1 : (\text{izah edilmiş dispersiya}) > (\text{qalıq dispersiya}).$$

Müqayisə üçün aşağıdakı F –statistika qurulur:

$$F = \frac{\sum k_i^2 / m}{\sum e_i^2 / (n - m - 1)} = \frac{\sum (\hat{y}_i - \bar{y})^2 / m}{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2 / n - m - 1} \quad (2.33)$$

burada $\sum k_i^2 / m$ - izah edilmiş dispersiyadır;

$\sum e_i^2 / (n - m - 1)$ - qalıq dispersiyadır.

ƏKKM-un şərtləri ödəndikdə, qurulmuş F –statistika $v_1 = m$; $v_2 = n - m - 1$ sərbəstlik dərəcələrinin sayına malik Fişer paylanmasına malik olur. Odur ki, əgər tələb edilən α əhəmiyyətlilik səviyyəsində $F_{mü\check{s}} > F_{kr} = F_{\alpha, m, n, n-m-1}$ olarsa, onda H_0 hipotezası H_1

hipotezasının xeyrinə qəbul edilmir (burada $F_{\alpha,m,n,n-m-1}$ -Fişer paylanmasının kritik nöqtəsidir). Bu o deməkdir ki, izah edilmiş dispersiya qalıq dispersiyadan əhəmiyyətli dərəcədə çoxdur. Deməli, reqressiya tənliyi y asılı dəyişənin dəyişməsi dinamikasını kifayət qədər keyfiyyətli şəkildə əks etdirir. Əgər $F_{mü} < F_{\alpha,m,n,n-m-1}$ olarsa, onda H_0 hipotezasını qəbul etməməyə heç bir əsas yoxdur. Bu isə o deməkdir ki, izah edilmiş dispersiya təsadüfi faktorların doğurduğu dispersiya ilə müqayisəyə gələndir, yəni modelin izahedici dəyişənlərini birgə təsiri əhəmiyyətsizdir və modelin ümumi keyfiyyəti aşağıdır.

Real iqtisadi həyatda bu hipotezanın əvəzində çox zaman bu hipoteza ilə sıx əlaqəli olan R^2 determinasiya əmsalının statistik əhəmiyyətliyi haqqında hipoteza yoxlanılır:

$$H_0 : R^2 = 0$$

$$H_0 : R^2 > 0$$

Bu hipotezanı yoxlamaq üçün aşağıdakı F-statistikadan istifadə edilir:

$$F = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-m-1}{m} \quad (2.34)$$

ƏKKM-un Qaus-Markov teoremi ilə müəyyən edilən şərtləri ödəndikdə və H_0 hipotezası doğru olduqda F kəmiyyəti (2.33) F-statistikaya analoji olan Fişer paylanmasına malik olur. Doğrudan da, (2.33)-nin surət və məxrəcini kənarlaşmaların kvadratlarının ümumi cəmi olan $\sum (y_i - \bar{y})^2$ -na bölsək, (2.34) ifadəsini alarıq:

$$F = \frac{\sum R_i^2 / \sum (y_i - \bar{y})^2}{\sum e_i^2 / \sum (y_i - \bar{y})^2} \cdot \frac{n-m-1}{m} = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-m-1}{m}$$

(2.34) ifadəsinə görə, F və R^2 göstəriciləri eyni zamanda ya sıfıra bərabərlər, ya da bərabər deyillər. Əgər $F=0$ olarsa, onda $R^2=0$ və $y = \bar{y}$ reqressiya xətti ƏKKM na görə ən yaxşı hesab edilir. Deməli, y kəmiyyəti $x_1, x_2, \dots, x_m$ -dən xətti asılı deyil. $H_0 : F=0$ sıfır hipotezasını verilmiş α əhəmiyyətlik səviyyəsində yoxlamaq üçün Fişerin paylanmasının kritik nöqtələri cədvəlinə görə $F_{kr} = F_{\alpha,m,n,n-m-1}$ tapılır. Əgər $F > F_{kr}$ olarsa, sıfır hipotezası qəbul edilmir. Deməli, $R^2 > 0$ -dır, yəni R^2 statistik əhəmiyyətlidir.

F statistikasının təhlili belə bir qənaətə gəlməyə imkan verir ki, xətti reqressiyanın bütün əmsallarının eyni zamanda sıfıra bərabər olması haqqında hipotezanı qəbul etmək

üçün R^2 determinasiya əmsalı sıfırdan əhəmiyyətli dərəcədə fərqlənməli deyil. Müşahidələrin sayı artdıqca, onun kritik qiyməti azalır və istənilən qədər kiçik ola bilər.

Qeyd edək ki, cüt reqressiya halında F-statistika üçün sıfır hipotezasının yoxlanması korrelyasiya əmsalı üçün

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

t-statistika üzrə sıfır hipotezasının yoxlanması ilə eyni qüvvəyə malikdir. Bu halda F-statistika t-statistikanın kvadratına bərabərdir. R^2 əmsalı yalnız çox xətti reqressiyada müstəqil əhəmiyyət kəsb etməyə başlayır.

F-statistikadan istifadənin istiqamətlərindən biri də ayrı-ayrı müşahidə qrupları üçün reqressiya tənliklərinin üst-üstə düşməsi haqqında hipoterin yoxlanmasıdır. Bu hipoterin yoxlanmasının ən çox yayılmış testi Çou testi adlanır. Çou testinin mahiyyəti aşağıdakı kimidir:

Fərz edək ki, həcmələri n_1 və n_2 olan iki yığım vardır. Bu yığımlardan hər biri üçün reqressiya tənliyi aşağıdakı kimi qiymətləndirilmişdir.

$$y = b_{0k} + b_{1k}x_1 + b_{2k}x_2 + \dots + b_{mk}x_m + e_k, K=1,2 \quad (2.35)$$

Reqressiyanın müvafiq əmsallarının bir-birinə bərabər olması haqqında

$$H_0 : b_{j1} = b_{j2}, j=1,2,\dots,m$$

sıfır hipoteri yoxlanılır. Başqa sözlə, hər iki yığım üçün eyni bir reqressiya tənliyi alınacaq ya yox?

Tutaq ki, Y_i qiymətlərinin reqressiya xətlərindən kənarlaşmalarının kvadratları cəmi $\sum_e l_{ik}^2 (K=1,2)$ birinci və ikinci reqressiya tənlikləri üçün müvafiq olaraq S_1 və S_2 -yə bərabərdir.

(n_1+n_2) həcmli birləşdirilmiş yığım üçün daha bir reqressiya tənliyinin qiymətləndirildiyini şərtləsək və bu tənlik üçün Y_i -nin reqressiya tənliyindən kənarlaşmaların kvadratları cəminin S_0 olduğunu qəbul edək.

Bu halda H_0 -ı yoxlamaq üçün aşağıdakı F-statistika qurulur:

$$F = \frac{S_0 - S_1 - S_2}{S_1 + S_2} \cdot \frac{n_1 + n_2 - 2m - 2}{m + 1} \quad (2.36)$$

Əgər H_0 doğrudursa, qurulmuş F statistika sərbəstlik dərəcələrinin sayı $\nu_1 = m+1$; $\nu_2 = n_1 + n_2 - 2m - 2$ olan Fiser paylanmasına malik olur. Təbii ki, əgər $S_0 \approx S_1 + S_2$ olarsa, onda F statistika sıfıra yaxın olur. Bu isə o deməkdir ki, hər iki yığım üçün reqressiya tənliyi praktik olaraq eynidir. Bu halda $F < F_{kr} = F_{\alpha; \nu_1; \nu_2}$. Əgər $F > F$ olarsa, onda hipotet doğru hesab edilmir.

Çou testi baxılan vaxt müddəti üçün yeganə reqressiya tənliyi qurmağın mümkünlüyü haqda qərar çıxartmağa imkan verir. Əks halda zaman intervalı parçalara ayrılmalı və hər parça üçün fərdi reqressiya tənliyi qurulmalıdır.

Reqressiya tənliyinin əmsallarının statistik əhəmiyyətliyi və R^2 determinasiya əmsalının qiymətinin 1-ə yaxın olması hələ reqressiya tənliyinin yüksək keyfiyyətinə təminat vermir. Bu hər şeydən əvvəl özünü reqressiya tənliyinin tipinin düzgün seçilməməsində büruzə verir. Bu isə ƏKKM-un müşahidə nöqtələrinin reqressiya xəttindən ε_i kənarlaşmaları haqqında şərtinin ödənilməməsinə gətirib çıxardır.

Praktikada kənarlaşmaların korrelyasiyalılığının təhlili üçün korrelyasiya əmsalının əvəzinə Darbin-Uatson statistikasından istifadə edilir.

$$DW = \frac{\sum (e_i - e_{i-1})^2}{\sum e_i^2} \quad (2.37)$$

Sadə çevirmələr vasitəsilə ilə göstərmək olar ki, $\sum (e_i - e_{i-1})^2 \approx 2(\sum e_i^2 - 2\sum e_i e_{i-1})$ _ dir.

Onda alırıq :

$$DW = \frac{2(\sum e_i^2 - \sum e_i e_{i-1})}{\sum e_i^2} = 2(1 - r_1) \quad (2.38)$$

Bu ifadəyə görə əgər $e_i = e_{i-1}$ olarsa, onda $r_{eie_{i-1}} = 1$ və $DW = 0$ olur.

Əgər $e_i = -e_{i-1}$ olarsa onda $r_{eie_{i-1}} = -1$, $DW = 4$ alınır. Bütün qalan hallarda $0 < DW < 4$ olur.

Kənarlaşmaların təsadüfi davranışı zamanı belə hesab edə bilərik ki, halların bir yarısında ardıcıl kənarlaşmaların işarələri üst-üstə düşür, digər yarıda isə işarələr bir-birinə əksdir. Kənarlaşmaların mütləq kəmiyyətlərini orta hesabla eyni qəbul

etdiyimizdən, belə hesab edə bilərik ki, halların bir yarısında $e_i \approx e_{i-1}$, digər yarısında isə $e_i \approx -e_{i-1}$. Onda alırıq:

$$DW = \frac{\sum \frac{1}{2}(2e_i)^2}{\sum e_i^2} = 0.5 \cdot 4 \frac{\sum e_i^2}{\sum e_i^2} = 2$$

Beləliklə, təsadüfi kənarlaşmaların asılı olmamasının zəruri şərti Darbin-Uotson statistikasının qiymətinin 2-yə yaxın olmasıdır. Onda əgər $DW=2$ olarsa, reqressiyadan kənarlaşmaları təsadüfi hesab edəcəyik (həqiqətdə belə olmaya da bilər). Bu o deməkdir ki, qurulmuş xətti reqressiya ehtimal ki, real asılılığı əks etdirir. Yəqin ki, asılı dəyişənə təsir göstərən əhəmiyyətli amillərdən hec biri tədqiqatdan kənarda qalmamışdır. Başqa bir qeyri-xətti funksiya statistik xarakteristikalarına görə təklif edilən xətti modeli üstələmir. Bu halda hətta R^2 –in qiyməti kiçik olduqda belə, reqressiya tənliyini etibarlı hesab etmək olar.

Qarşıya belə bir sual çıxır. DW -nin hansı qiymətlərini statistik olaraq 2-yə yaxın hesab etmək olar?

Bu suala cavab vermək üçün Darbin-Uotson statistikasının kritik nöqtələrinin xüsusi cədvəllərindən istifadə edilir. Bu cədvəl n sayda müşahidə, m sayda izahedici dəysən və verilmiş α əhəmiyyətlik səviyyəsində DW statistikasının məqbulluğu həddlərini (kritik nöqtələrini) müəyyən etməyə imkan verir. Verilmiş α , n , m üçün cədvəldə iki ədəd d_1 -aşağı sərhəd və d_u -yuxarı sərhəd göstərilir. Avtokorrelyasiyanın olmaması haqqında hipoteti yoxlamaq üçün aşağıdakı parçadan istifadə olunur.

Nəticələr aşağıdakı sxem üzrə qəbul edilir:

Əgər $DW < d_1$, onda bu, qalıqların müsbət avtokorrelyasiyanın mövcud olması deməkdir.

Əgər $DW > 4 - d_1$, onda bu, qalıqların mənfi avtokorrelyasiyasının mövcud olması deməkdir.

Əgər $d_u < DW < 4 - d_u$, onda qalıqların avtokorrelyasiyasının mövcud olmaması haqqında hipotet qəbul edilir.

Əgər $d_1 < DW < d_u$ və ya $4 - d_u < DW < 4 - d_1$ olarsa, onda avtokorrelyasiyasının olmaması haqqında hipotez nə qəbul oluna, nə də rədd oluna bilməz.

Darbin - Uotsonun kritik nöqtələr cədvəlinə müraciət etmədən də “kobud qayda” adlanan yanaşma əsasında qalıqların avtokorreliyasının olub-olmadığını qiymətləndirmək olar. Belə ki, əgər $1,5 < DW < 2,5$ olarsa onda avtokorreliyasının olmaması qərarı qəbul edilir.

Əgər avtokorrelyasiya varsa, onda alınmış reqressiya tənliyi qeyri qənaətbəxş hesab edilir.

Fəsil 3. Ekonometrik modelləşdirilmə əsasında əmək bazarının optimal idarə edilməsi strategiyalarının qurulması

3.1. Əmək bazarında asılılıqlarının cüt reqressiya modellərinin qurulması

Əmək bazarının ekonometrik modelləşdirilməsi ilə bağlı apardığımız tədqiqatın əğırlıq mərkəzini ölkə üzrə yeni iş yerlərinin (YY) açılmasına iqtisadiyyatda məşğul əhalinin (İ.Ə.) sayının, dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin (D.S) sayının, qeyri – dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin (Q.D) sayının, məşğulluq orqanlarında rəsmi işsiz statusu alan şəxslərin (MƏŞ) sayının və iqtisadiyyatda muzdlə işləyən əhalinin (MUZ) sayının təsirinin kəmiyyətə qiymətləndirilməsi məqsədi ilə müvafiq ekonometrik modellərin qurulması təşkil edir. Tədqiqatın informasiya bazası cədvəl 2.1.-də əks olunmuşdur (min nəfərlə).

Ekonometrik (reqressiya) təhlili prosesində ölkə üzrə yeni iş yerlərinin açılmasını asılı dəyişən (YY) qəbul edərək, bu göstərici ilə izahədici dəyişənlər olaraq seçdiyimiz iqtisadiyyatda məşğul əhalinin (İ.Ə) sayının, dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin (D.S) sayının və qeyri – dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin (Q.D) sayı arasındakı asılılığı aşkar edərək, onun kəmiyyət xarakteristikalarını müəyyən edəcəyik. Daha doğrusu Y asılı dəyişənin X_1 , X_2 və X_3 sərbəst dəyişənlərdən asılılığının

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon \quad (3.1)$$

xətti reqressiya modelini qurmalı və onu qiymətləndirməliyik.

Ekonometrik təhlil (3.1) reqressiya tənliyinin əmək bazarında göstəricilər arasında mövcud olan asılılıqların tədqiqi və proqnozlaşdırılması üçün nə dərəcədə yararlı olduğunu müəyyən etməlidir.

Tədqiqatın birinci mərhələsində gələcək çoxamilli reqressiya təhlilini aparmaq üçün ilkin ekonometrik təhlil aparılacaqdır. Bu məqsədlə yeni iş yerlərinin sayına izahədici dəyişənlərdən hər birinin avtonom təsirini qiymətləndirmək üçün cüt reqressiyanın müvafiq reqressiya tənliklərini quraq. Hesablamalar Excel proqramı bazasında aparılmış və aşağıdakı reqressiya tənlikləri alınmışdır [5, səh. 23-24].

Əmək bazarının göstəriciləri (min nəfərlə)

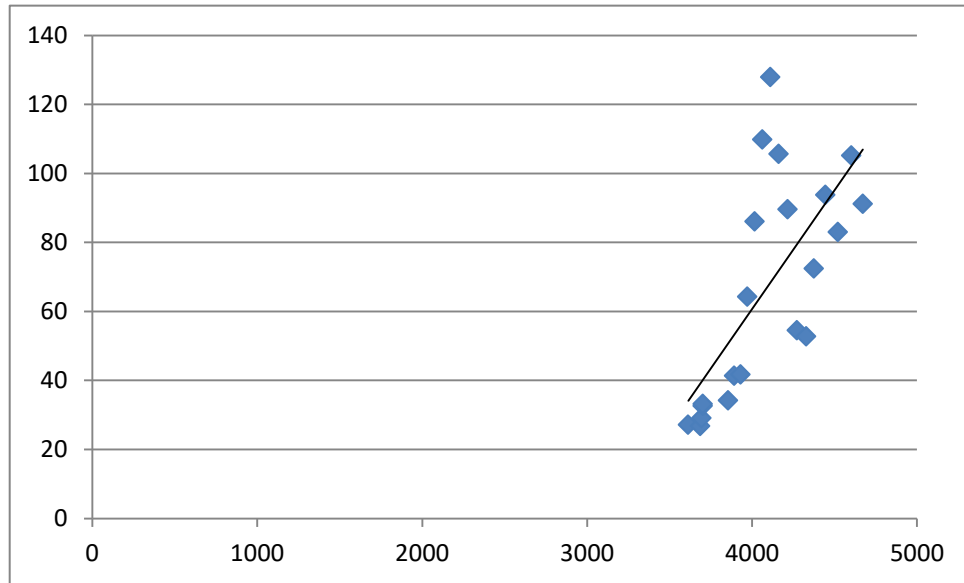
cədvəl 3.1

	İ.Ə.	D.S.	Q.D.	MƏŞ.	MUZ.	Y.Y.
1995	3613	2027,2	1585,8	28,314	1572	27,145
1996	3686,7	1879,9	1806,8	31,953	1402,6	26,758
1997	3694,1	1717,7	1976,4	38,306	1214,1	29,07
1998	3701,5	1710,2	1991,3	42,329	1117,9	32,563
1999	3702,8	1342	2360,8	45,211	1390,7	33,125
2000	3855,5	1278,2	2577,3	43,739	1217,8	34,147
2001	3891,4	1240	2651,4	48,466	1205	41,265
2002	3931,1	1192	2793,1	50,963	1201,5	41,63
2003	3972,6	1180	2792,6	54,365	1226,6	64,214
2004	4016,9	1209,3	2807,6	55,945	1263,9	86,057
2005	4062,3	1229,8	2832,5	56,343	1297,1	109,802
2006	4110,8	1271,9	2838,9	53,862	1337,1	127,86
2007	4162,2	1234,6	2927,6	50,651	1376	105,611
2008	4215,5	1244,4	2971,1	44,481	1413	89,557
2009	4271,7	1149,7	3122	41,100	1385,4	54,515
2010	4329,1	1142,7	3186,4	38,966	1382,9	52,721
2011	4375,2	1143,2	3232	38,330	1387,5	72,353
2012	4445,3	1157,7	3287,6	36,791	1480,7	93,683
2013	4521,2	1169,4	3351,8	36,206	1514	82,969
2014	4602,9	1178,2	3224,7	28,690	1519,7	105,12
2015	4671,6	1176,1	3495,5	28,877	1502,5	91,119

Cədvəl: www.stat.gov.az DR DSK-nın rəsmi saytından götürülmüşdür.

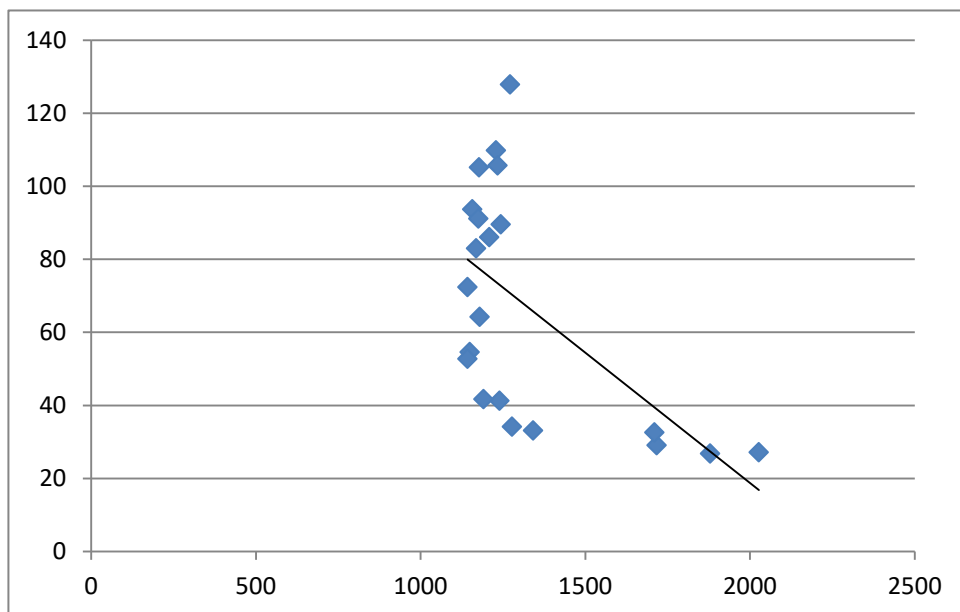
- Yeni iş yerlərinin açılmasının sayının iqtisadiyyatda məşğul olan əhəlinin sayından asılılığının reqressiya tənliyi:

$$Y.Y. = -214,41 + 0,0688İ.Ə. \quad R^2 = 0,4794 \quad (3.2)$$



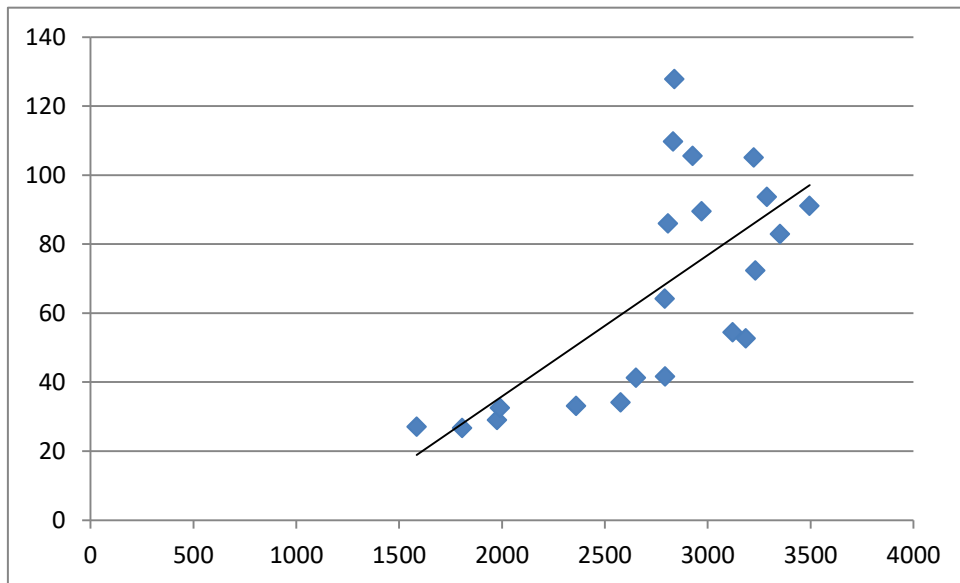
- Yeni iş yerlərinin açılmasının sayının dövlət sektorunda məşğul olan əhəlinin sayından asılılığının reqressiya tənliyi:

$$Y.Y. = 161,31 - 0,0713D.S. \quad R^2 = 0,3403 \quad (3.3)$$



- Yeni iş yerlərinin açılmasının sayının qeyri - dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin sayından asılılığının reqressiya tənliyi:

$$Y.Y = -46,011 + 0,041Q.D. \quad R^2 = 0,4631 \quad (3.4)$$



Alınmış reqressiya tənlikləri üzrə aşağıdakı nəticələrə gəlmək olar:

-ölkə üzrə iqtisadiyyatda məşğul olan əhalinin sayının hər min nəfər artması 68,8 yeni iş yerinin açılmasına səbəb olur. $R^2 = 0.4794$ olmasını əsas götürsək, belə bir qənaətə gəlmək olar ki, alınmış (3.2) reqressiya modeli informasiya bazasının məlumatlarına əsasən adekvatdır, əhəmiyyətlidir və proqnozlaşdırma üçün yararlıdır. Ölkə üzrə iqtisadiyyatda məşğul olan əhalinin sayı yeni iş yerlərinin açılmasına əhəmiyyətli təsir göstərir;

-ölkə üzrə dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin sayının hər min nəfər artması yeni iş yerlərinin sayının 71,3 nəfər azalmasına səbəb olur. Determinasiya əmsali $R^2 = 0,3403$ göstərir ki, alınmış (3.3) reqressiya modeli informasiya bazasının məlumatlarına adekvat deyil, əhəmiyyətliliyi şübhəlidir və proqnozlaşdırma üçün yararsızdır. Ölkə üzrə dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin sayının yeni iş yerlərinin açılmasına təsirini əhəmiyyətli hesab etmək olmaz

-ölkə üzrə qeyri - dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin sayının hər min nəfər artması 41 yeni iş yerlərinin açılmasına səbəb olur açılmasına səbəb olur. Determinasiya əmsalı $R^2 = 0,4631$ göstərir ki, alınmış (3.4) reqressiya modeli informasiya bazasının məlumatlarına kifayət qədər adekvatdır, əhəmiyyətlidir və proqnozlaşdırma üçün əsasən yararlıdır. Ölkə üzrə qeyri - dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin sayının yeni iş yerlərinin açılmasına əhəmiyyətli təsir göstərir.

§3.2 Əmək bazarında asılılıqlarının çox reqressiya modellərinin qurulması və qiymətləndirilməsi

İndi isə yeni iş yerlərinin açılmasına seçilmiş İ.Ə., D.S. və Q.D. izahedici amillərin birgə təsirinin xətti çox reqressiya tənliyini quraq.

Məsələ Excel proqramında “Məlumatların təhlili” paketinin köməyi ilə həll edilmişdir. Reqressiyanın qurulmasının yekunlarına görə reqressiya tənliyinin əmsalları üçün aşağıdakı qiymətlər alınmışdır [15, səh. 35-36]:

$$b_0 = -103,578; b_1 = 0,11864; b_2 = -0,0946; b_3 = 0,0687$$

Beləliklə, ölkə üzrə yeni iş yerlərinin açılmasının iqtisadiyyatda məşğul olan əhalinin (İ.Ə.) sayından, dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin (D.S.) sayından və qeyri - dövlət sektorunda (Q.D.) məşğul olan əhalinin sayından birgə asılılığı üçün aşağıdakı reqressiya tənliyi alınmışdır:

$$\widehat{Y.Y.} = -103,578 + 0,11864\text{İ.Ə.} - 0,0946\text{D.S.} - 0,0687\text{Q.D.} \quad (3.5)$$

Aldığımız reqressiya tənliyinə görə ölkə üzrə iqtisadiyyatda məşğul olan əhalinin sayının min nəfər artması nəticəsində yeni iş yerlərinin sayı orta hesabla 118,64 nəfər artır, dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin sayının min nəfər artımı yeni iş yerlərinin sayının orta hesabla 94,6 nəfər, qeyri - dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin sayının min nəfər artımı isə yeni iş yerlərinin sayının orta hesabla 68,7 min nəfər azalmasına gətirib çıxardır.

Reqressiya tənliyinin b_1, b_2 və b_3 əmsalları üçün onların statistik əhəmiyyətliliyi haqqında $H_0: b_1 = b_2 = b_3 = 0$ hipotezinin doğru olub – olmadığını yoxlayaq. Bu hipotez reqressiya tənliyinin hansı əmsalı üçün doğru olarsa, həmin əmsalı statistik əhəmiyyətsiz (sıfıra çox yaxın) hesab edəcəyik və ölkədə yeni iş yerlərinin sayının

həmin əmsalla bağlı amildən asılı olmaması haqqında qərar qəbul etməyə əlimizdə kifayət qədər əsas olacaqdır.

Tədqiq etdiyimiz sistemdə aparılmış reqressiya təhlili nəticəsində $S_{b_0}, S_{b_1}, S_{b_2}, S_{b_3}$ statistik səhvlər üçün aşağıdakı qiymətlər alınmışdır:

$$S_{b_0} = 145,425; S_{b_1} = 0,1252; S_{b_2} = 0,1468; S_{b_3} = 0,1350$$

Aparılmış reqressiya təhlili nəticəsində reqressiya tənliyinin əmsalları üçün t statistikasının $t = b_i / S_{b_i}$ kimi hesablanan qiymətləri aşağıdakı kimi olacaqdır:

$$t_{mü\check{s} b_0} = -0,71; t_{mü\check{s} b_1} = 0,948; t_{mü\check{s} b_2} = -0,644; t_{mü\check{s} b_3} = -0,509$$

$\alpha = 0,1; 0,05; 0,01$ ehtimalı (əhəmiyyətlik səviyyəsi) və

$$V = n - k - 1 = 21 - 3 - 1 = 17$$

sərbəstlik dərəcələrinin sayı üçün Styudent paylanmasının kritik qiymətlərini seçək (burada n -müşahidələrin sayı, k -izahedici amillərin sayıdır):

$$90\% \text{ əhəmiyyətlik üçün } t_{krit(0,1;17)} = 1,740;$$

$$95\% \text{ əhəmiyyətlik üçün } t_{krit(0,05;17)} = 2,110;$$

$$99\% \text{ əhəmiyyətlik üçün } t_{krit(0,01;17)} = 2,898.$$

$H_0: b_j = 0$ hipotezini yoxlamaq üçün $t_{mü\check{s}}$ üçün aldığımız qiymətləri t_{krit} ilə müqayisə edək:

95% əhəmiyyətlik səviyyəsi üçün:

$|t_{b_0}| = 0,71 < 2,110 = t_{krit}$ olduğundan, b_0 əmsalının statistik əhəmiyyətliliyi haqqında H_0 hipotezi qəbul edilmir;

$|t_{b_1}| = 0,948 < 2,110 = t_{krit}$ olduğundan, b_1 əmsalının statistik əhəmiyyətliliyi haqqında H_0 hipotezi qəbul edilmir;

$|t_{b_2}| = 0,644 < 2,110 = t_{krit}$ olduğundan, b_2 əmsalının statistik əhəmiyyətliliyi haqqında H_0 hipotezi qəbul edilmir;

$|t_{b_3}| = 0,509 < 2,110 = t_{krit}$ olduğundan, b_3 əmsalının statistik əhəmiyyətliliyi haqqında H_0 hipotezi qəbul edilmir.

Beləliklə, 95% əhəmiyyətlik səviyyəsi üzrə ekonometrik modelin hər üç əmsalı əhəmiyyətsiz hesab edilir. Deməli, bu etibarlılıq səviyyəsinə görə seçdiyimiz amillərin heç biri ölkə üzrə yeni iş yerlərinin açılmasına əhəmiyyətli dərəcədə təsir göstərmir.

İndi isə Excel proqramı əsasında apardığımız kompyuter eksperimentləri nəticəsində aldığımız reqressiyanın statistikasını təhlil edək.

Reqressiya təhlili nəticəsində alınan R^2 determinasiya əmsalı $0 \leq R \leq 1$ oblastında dəyişərək, qurulmuş reqressiya tənliyinin (Y.Y.) asılı dəyişənin yeni iş yerlərinin açılması qiymətlərinin səpələnməsini nə dərəcədə izah etdiyini xarakterizə edir. Bu əmsalın qiyməti 1-ə nə qədər yaxın olarsa, reqressiya tənliyi Y-in davranışını bir o qədər yaxşı izah edəcəkdir. Tədqiq etdiyimiz misalda $R^2 = 0,5018$ qiymət vahidə kifayət qədər yaxın deyil. Deməli, qurduğumuz reqressiya tənliyi ölkə yeni iş yerlərinin açılmasının sayının dəyişməsinə kifayət qədər adekvat əks etdirmir.

Modelin keyfiyyətinin aşağı olması spesifikasiyanın problemidir və verifikasiya mərhələsindən əks əlaqə ilə bu mərhələyə qayıdılaraq, seçdiyimiz izahedici dəyişənlərin tərkibində dəyişikliklər aparmalıdır, daha doğrusu “Əlavəli” ekonometrik model yaratmalıyıq. Bu halda biz ekonometrik modelin parametrləri üzərinə əlavə məhdudiyyətlərin qoyulması yolu ilə bu modeli quruluşca başqa modelə çevirəcəyik. Daha doğrusu “əlavəli” ekonometrik modellərin determinasiya əmsallarının bərabərliyi haqqında hipotez yoxlanılır. Bu yoxlama bizə reqressiya tənliyinə müəyyən izahedici dəyişənlərin əlavə edilməsi və ya kənarlaşdırılmasının əsaslı olub – olmaması haqqında yekun qərara gəlməyə imkan verir.

Fərz edək ki, n sayda avtonom müşahidədən ibarət yığım üçün m amilli xətti reqressiya tənliyi qurulmuşdur və bu tənliyin determinasiya əmsalı R^2 - na bərabərdir. Əgər bu təhlildən k sayda idarəedici amili kənarlaşdırsaq ($k < n$) və ya parametrlər üçün b_j kəmiyyətinin sıfıra bərabər olmasını əlavə şərt kimi qoysaq, onda determinasiya əmsalı R_B^2 olan yeni ekonometrik model (reqressiya tənliyi) alırıq.

Əlavəli modelin yaradılmasının əsas üstünlüyü ondadır ki, əlavə edilmiş hər bir yeni parametr asılı dəyişənin qiymətlərinin səpələnməsi ilə bağlı olan boşluğu müəyyən qədər doldurur, yəni bu səpələnmənin müəyyən bir hissəsini (bu hissə çox kiçik olsa da

belə) izah edir [14]. Onda əlavəli modelin determinasiya əmsalı üçün, yəni $R_B^2 \leq R_A^2$ alınacaqdır, yəni tədqiqatdan k sayda ($k < n$) izahedici dəyişənin çıxarılması ilkin modelin R_A^2 determinasiya əmsalının qiymətində pisləşmə doğuracaqdır. Bu zaman modelin statistik keyfiyyətinin nə dərəcədə pisləşdiyini qiymətləndirmək üçün R_A^2 və R_B^2 determinasiya əmsalları üçün $R_A^2 = R_B^2$ bir – birinə bərabərlik haqqında hipotezlərin ödənməsi yoxlanılır.

Əgər bir – birinə bərabər olması haqqında ilkin və əlavəli modelin determinasiya əmsallarının $H_0: R_A^2 = R_B^2$ hipotezi həqiqi olarsa, onda ilkin modeldən izahedici dəyişənlərin çıxarılması modelin statistik qiymətliliyinə təsir etməmişdir və gələcəkdə bu sadələşdirilmiş modeldən istifadə oluna bilər. Əks halda, yəni $H_0: R_A^2 \neq R_B^2$ hipotezinin xeyrinə H_0 hipotezinin qəbul edilməməsi zamanı isə dəyişənlərin modeldən çıxarılması onun keyfiyyətinin yüksəlməsi baxımından özünü doğrultmamışdır. Ekonometrik təhlil prosesində ilkin və əlavəli modellərin determinasiya əmsalları arasındakı fərqə kənarlaşma nəticəsində modelin keyfiyyətinin aşağı düşməsinin kəmiyyət xarakteristikası kimi yanaşılır.

Tədqiqatlar göstərir ki, modelin keyfiyyətinin qiymətləndirilməsinin statistikasi Fişer paylanmasına malikdir və bu paylanmanın sərbəstlik dərəcələrinin v_1 sayı atılan sərbəst dəyişənlərin sayına (k), v_2 sayı isə $(n - m - 1)$ – ə bərabər olur. Əgər bu paylanmanın müşahidə qiyməti onun cədvəl qiymətindən kiçikdirsə, onda dəyişənlərin tədqiqatdan uzaqlaşdırılmasının nəticələri uğurla, əks halda uğursuz hesab edilir.

Bu məqsədlə (3.5) modelinə yeni bir amili məşğulluq orqanlarında rəsmi işsiz statusu alan əhalinin (MƏŞ) sayını daxil edək. (Cədvəl 3.1)-in məlumatları bazasında ilkin $n=21$ müşahidəlik yığım üzrə apardığımız ekonometrik təhlil nəticəsində izahedici dəyişənlərin bu yeni tərkibi üçün aşağıdakı reqressiya tənliyi tapılmışdır:

$$\widehat{Y.Y.} = -963,584 + 0,3274İ.Ə. - 0,03D.S. - 0,1612Q.D. + 4,1237MƏŞ. \quad (3.6)$$

Aldığımız reqressiya tənliyinə görə ölkə üzrə iqtisadiyyatda məşğul olan əhalinin sayının hər min nəfər artması nəticəsində yeni iş yerlərinin sayı orta hesabla 327,4 nəfər, məşğulluq orqanlarında rəsmi işsiz statusu alan əhalinin sayının min nəfər artması yeni iş yerlərini 412 nəfər artır, dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin sayının min

nəfər artımı yeni iş yerlərinin sayı orta hesabla 30 nəfər, qeyri - dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin sayının nəfər artımı isə yeni iş yerlərinin sayını orta hesabla 161,2 min nəfər azalmasına gətirib çıxardır.

İndi isə aparılmış ekonometrik təhlil nəticəsində aldığımız reqressiyanın statistikasını təhlil edək.

Tədqiq etdiyimiz əmək bazarı sistemdə aparılmış reqressiya təhlili nəticəsində $S_{b_0}, S_{b_1}, S_{b_2}, S_{b_3}$ və S_{b_4} statistik səhvlər üçün aşağıdakı qiymətlərinə gəldikdə isə, bu parametrlər üçün aşağıdakı xarakteristikalar müəyyən edilmişdir:

$$S_{b_0} = 431,2433; S_{b_1} = 0,0653; S_{b_2} = 0,0702; S_{b_3} = 0,0652; S_{b_4} = 0,5351$$

Reqressiya tənliyinin əmsalları üçün t statistikasının $t = b_i/S_{b_i}$ kimi hesablanan qiymətləri aşağıdakı kimi olacaqdır:

$$t_{mü\check{s} b_0} = -7,3420; t_{mü\check{s} b_1} = 5,0122; t_{mü\check{s} b_2} = -0,4227$$

$$t_{mü\check{s} b_3} = -2,4706; t_{mü\check{s} b_4} = 7,7059$$

$\alpha = 0,1; 0,05; 0,01$ ehtimalı (əhəmiyyətlik səviyyəsi) və

$$V = n - k - 1 = 21 - 4 - 1 = 16$$

sərbəstlik dərəcələrinin sayı üçün Styudent paylanmasının kritik cədvəl qiymətlərini müəyyən edək (burada n -müşahidələrin sayı, k -izahedici amillərin sayıdır):

$$90\% \text{ əhəmiyyətlik üçün } t_{krit(0,1;16)} = 1,746;$$

$$95\% \text{ əhəmiyyətlik üçün } t_{krit(0,05;16)} = 2,120;$$

$$99\% \text{ əhəmiyyətlik üçün } t_{krit(0,01;16)} = 2,921.$$

$t_{mü\check{s}}$ üçün aldığımız hesabi bu göstəricinin t_{krt} cədvəl qiymətləri ilə müqayisə edərək reqressiya tənliyinin b_j əmsalının sıfıra bərabər olması haqqında H_0 hipotezinin doğruluğunu yoxlayaq:

95% əhəmiyyətlik üçün:

$|t_{b_0}| = 7,3420 > 2,120 = t_{krit}$ olduğundan, b_0 əmsalının statistik əhəmiyyətliliyi haqqında H_0 hipotezi qəbul edilir;

$|t_{b_1}| = 5,0122 > 2,120 = t_{krit}$ olduğundan, b_1 əmsalının statistik əhəmiyyətliliyi haqqında H_0 hipotezi qəbul edilir;

$|t_{b_2}| = 0,4227 < 2,120 = t_{krit}$ olduğundan, b_2 əmsalının statistik əhəmiyyətliyi haqqında H_0 hipotezi qəbul edilmir;

$|t_{b_3}| = 2,4706 > 2,120 = t_{krit}$ olduğundan, b_3 əmsalının statistik əhəmiyyətliyi haqqında H_0 hipotezi qəbul edilir.

$|t_{b_4}| = 7,7059 > 2,120 = t_{krit}$ olduğundan, b_4 əmsalının statistik əhəmiyyətliyi haqqında H_0 hipotezi qəbul edilir.

Beləliklə, 95% əhəmiyyətlik üçün b_0, b_1, b_3 və b_4 əmsalları əhəmiyyətli, b_2 əmsalı isə az əhəmiyyətli hesab edilir. Deməli, 95% əhəmiyyətlik səviyyəsi üzrə ölkədə yeni iş yerlərinin açılmasına (Y.Y.) iqtisadiyyatda məşğul əhalinin (İ.Ə.) sayı, qeyri – dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin (Q.D.) sayı, məşğulluq orqanlarında rəsmi işsiz statusu alan şəxslərin (MƏŞ.) sayı əhəmiyyətli təsir göstərir. Dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin (D.S.) sayının yeni iş yerlərinin açılmasına (Y.Y.) təsirini isə əhəmiyyətsiz hesab etmək olar.

Qurduğumuz əlavəli ekonometrik model üçün $R_2^2 = 0,8943$ alınmışdır və $R_2^2 = 0,8943 > R_1^2 = 0,5018$ olmuşdur, yəni modelin keyfiyyəti pisləşməmiş və əlavə olaraq daxil etdiyimiz izahedici parametr (MƏŞ.) yəni iş yerləri izah olunan parametrlərin səpələnməsinin müəyyən qismini izah etmişdir.

Fişer statistikasından istifadə edərək $F_{mü\check{s}}$ hesablayaq:

$$F = \frac{R_2^2 - R_1^2}{1 - R_2^2} \cdot \frac{v_2}{k} = \frac{0,8943 - 0,5018}{1 - 0,8943} \cdot \frac{16}{1} = 59,41$$

Qeyd edək ki, əgər modelə (MƏŞ) yeni izahedici dəyişənin daxil edilməsi nəticəsində onun keyfiyyətinin pisləşməsinin sıfıra bərabər olması haqqında H_0 hipotezi doğrudursa, onda yuxarıda qeyd etdiyimiz F statistikası $v_1 = 1$ və $v_2 = n - m - 1 = 21 - 4 - 1 = 16$ sərbəstlik dərəcəsinin sayına malik Fişer paylanması hesab ediləcəkdir.

Fişerin kritik nöqtələr cədvəlinə görə $F_{0,05;4;16} = 3,01$ olduğu müəyyən edilir. $F_{mü\check{s}} = 63,13 > F_{krit} = 3,01$ olduğu üçün yuxarıdakı H_0 hipotezi bir daha təsdiqlənir, yəni yeni sərbəst dəyişən (MƏŞ) yeni iş yerlərinin açılması (Y.Y.) asılı dəyişənin

əvvəllər izah edilməmiş dispersiyasının əhəmiyyətli hissəsini izahını verir. Deməli, yeni iş yerlərinin açılması (Y.Y.) seçilmiş faktorlar qrupundan asılılığını əks etdirən (3.6) modeli əmək bazarındakı real şəraitə kifayət qədər adekvatdır və makroiqtisadi səviyyədə göstəricilərin (konkret halda Y.Y.) təhlili və gələcək vəziyyətinin proqnozlaşdırılması üçün istifadə oluna bilər.

Regressiya əmsallarının statistik əhəmiyyətliyi və R^2 determinasiya əmsalının qiymətinin vahidə yaxın olması ($R^2 = 0,8943$) (3.6) regressiya tənliyinin keyfiyyətinin yüksək olmasını heç də həmişə təsdiqləmir və yalançı regressiya halının alınması qorxusu vardır. Bu isə ona səbəb olur ki, determinasiya əmsalının qiymətinin kifayət qədər yüksək olması baxımından, korrelyasiya sahəsində nöqtələr elə səpələnə bilər ki, Y və X_i göstəriciləri arasında asılılıq xətti deyil, məsələn, eksponensial xarakterli ola bilər. Təbii ki, bu halda t - statistika və F -statistikasının qiymətlərinin uğurlu qiymətlərində də regressiya tənliyini keyfiyyətli və proqnozlaşdırma üçün yararlı mexanizm hesab etmək olmaz və ən kiçik kvadratlar metodunun Qaus-Markov teoremi ilə müəyyən edilən şərtləri pozulması nəticəsində modelin avtokorrelyasiyaya yoluxması müşahidə edilir.

Məlum olduğu kimi ƏKKM – u ilə kifayət qədər keyfiyyətli model yalnız o halda qurula bilər ki, təsadüfi ε_i kənarlaşmaları arasında, xüsusən də qonşu kənarlaşmalar arasında avtokorrelyasiya mövcud olmasın. Bu yalnız ε_i təsadüfi kənarlaşmaların qiymətinin bütün başqa müşahidə kənarlaşmalardan asılı olmaması yolu ilə təmin edilə bilər.

Bir çox müəlliflərin [9,13,14,15] qeyd etdikləri kimi, keyfiyyətli çoxregressiya modelinin qurulmasında mühüm əhəmiyyət kəsb edən funksiyalardan biri ε_i təsadüfi kənarlaşmaların istənilən variantı, xüsusən də qonşu kənarlaşmalar arasında korrelyasiyanın olmamasıdır. Bu halda biz avtokorrelyasiyaya məhz zamana görə nizamlanmış göstəricilər arasında korrelyasiyanın olmaması kimi yanaşacağıq. İqtisadi sistemlərin tədqiqində daha çox rast gəlinən $\sigma(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_t) > 0$ xarakterli müsbət avtokorrelyasiya modeldə nəticə göstəricisinə əhəmiyyətli şəkildə təsir göstərən izahedici dəyişənin nəzərə alınması ilə bağlı olur.

Ekonometrik tədqiqatlarda avtokorrelyasiyanın meydana çıxmasının əsas səbəbləri olaraq spesifikasiya mərhələsində izah olunan faktora təsir edən izahedici faktorların tərkibinin düzgün müəyyən edilməsini, iqtisadi göstəricilərin dəyişkənliyə meylliliyində olan ətaləti, göstəricilərin iqtisadi situasiyanın dəyişməsinə gecikmə ilə (hörümçək toru effekti) reaksiya verməsini, eləcə də məlumatların hamarlanmasını göstərmək olar.

Ekonometrik tədqiqatlarda avtokorrelyasiyanın doğurduğu fəsadları heteroskedastikliyin fəsadları ilə həmahəng hesab etmək olar. Belə ki, avtokorrelyasiya parametrlərin xətiliyini və sürüşdürülməmiş olmalarını pozmasa da, effektivliyinə mənfi təsir edir. Digər tərəfdən, qiymətlərin dispersiyasının qiyməti aşağı düşür və nəticədə t statistika artır. Bu isə, həqiqətdə statistik əhəmiyyətsiz olan izahedici dəyişənlərin əsassız olaraq, əhəmiyyətli status qazanmasına səbəb ola bilər. Ən əsas isə odur ki, t statistika və Fişer statistikasının qiymətləri qusurlu olduğundan, R^2 determinasiya əmsalının da qiyməti dəqiq olmur və reqressiya modelinin proqnozlaşdırma aləti kimi əhəmiyyətli aşağı düşür.

Avtokorrelyasiyanı aşkar etmək üçün müxtəlif metodlardan istifadə olunur. Bu metodlara misal olaraq qrafik metodunu, sıralar metodunu, Darbin – Uotson kriteriyasını göstərmək olar. Bu metodlar içərisində sıralar metodu öz sadəliyi ilə fərqlənir. Onun əsasını ε_i təsadüfi kənarlaşmaların hansı işarəli olmasının təyin edilməsi təşkil edir.

Bu yanaşmaya görə sıra dedikdə eyni xarakterli işarələrin kəsilməz sırası düşünülür. Sıradakı “+” və “-” sayı isə onun uzunluğu adını almışdır. İşarələrin vizual paylanması göstərir ki, ε_i təsadüfi kənarlaşmalar arasındakı əlaqə heç də təsadüfi xarakter daşınır. Əgər sıraların sayı müşahidələrin sayından əhəmiyyətli dərəcədə azdırsa, onda belə hesab edilir ki, $\sigma(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_t) > 0$ şərti ödənilir və müsbət avtokorrelyasiya yaranır. Əksinə sıraların sayı əhəmiyyətli dərəcədə çoxdursa, onda $\sigma(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_t) < 0$ şərti doğrudur və mənfi avtokorrelyasiya alınmışdır. Avtokorrelyasiyanın mövcudluğu haqqında daha tam təsəvvürə malik olmaq və qərar qəbul etmək üçün aşağıdakı alqoritmdən istifadə edilir.

Tutaq ki, yığımın həcmi n -ə bərabərdir və bu yığımada n_1 sayda ε_t “+” işarəli, n_2 sayda ε_t “-” işarəlidir. Yığım üzrə formalaşmış sıraların sayını isə k ilə işarə edək.

Əgər n_1 və n_2 üçün faktiki qiymətlər 20-dən kiçikdirsə, onda sıraların sayının kritik qiymətləri cədvəlindən istifadə etməklə avtokorrelyasiyanın mövcud olub – olmaması haqqında qərar verilir. Sved və Eyzenhart tərəfindən tərtib edilmiş bu cədvəldə n_1 və n_2 -in qiymətlərinə görə yığım üzrə formalaşmış sıraların k sayı üçün 0,05 əhəmiyyətlik səviyyəsində K_1 - aşağı sərhəd və K_2 - yuxarı sərhəd müəyyən edilir. Əgər bu halda $K_1 < K < K_2$ olarsa, onda avtokorrelyasiyanın olmaması haqqında qərar qəbul edilir. Əgər $k \leq K_1$ olarsa, onda belə hesab edilir ki, müsbət avtokorrelyasiya mövcuddur $k \geq K_2$ olduqda isə mənfi avtokorrelyasiyanın olduğu haqda qərar qəbul edilir.

Yuxarıda nəzərdən keçirdiyimiz (3.6) modelində $n=21$, $n_1 = 10$, $n_2 = 11$, $k = 9$ - dir. Sved və Eyzenhartın sıraların sayının kritik qiymətləri cədvəlindən $K_1 = 6$, $K_2 = 17$ tapılır. Yəni, $\alpha = 0,05$ əhəmiyyətlik səviyyəsində sıraların sayının aşağı sərhəddi $K_1 = 6$, yuxarı sərhəddi isə $K_2 = 17$ - ə bərabərdir. $k = 9 > 6 = K_1$ olduğundan, onda 0,05 etibarlılıq səviyyəsində avtokorrelyasiyanın olmaması haqqında qərar qəbul edilir.

Ekonometrik tədqiqatların aparılması zamanı kənarlaşmaların korelyasiyasını təhlil etmək üçün daha çox $\sqrt{R^2}$ korrelyasiya əmsalından deyil, Darbin-Uotson statistikasına adlanan xüsusi kəmiyyət xarakteristikasından istifadə edilir.

$$DW = \frac{\sum (e_i - e_{i-1})^2}{\sum e_i^2}$$

Tədqiq etdiyimiz əmək bazarı göstəriciləri üzrə Darbin-Uotson statistikasını hesablayaq:

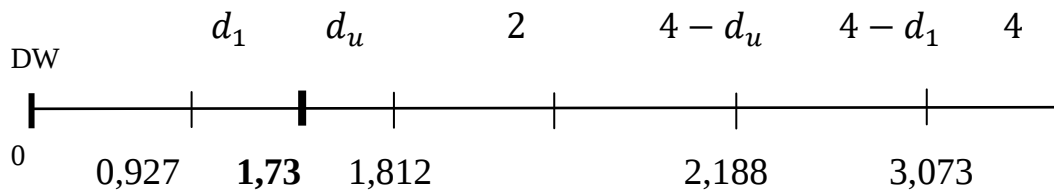
$$DW = \frac{3774,109}{2184,453} = 1,73$$

bu əmsalın statistik əhəmiyyətliyini yoxlayaq. Bunun üçün Darbin-Uotsonun kritik nöqtələri əsasında 95% əhəmiyyətlik səviyyəsi və $n=21$ müşahidədən ibarət yığım üçün aşağı və yuxarı sərhədləri müəyyən edək və tapılmış ədədi xarakteristikaları bu parça üzərində yerləşdirək:

$$d_1 = 0,927 \text{ (aşağı sərhəddi)}$$

$$d_u = 1,812 \text{ (yuxarı sərhəddi)}$$

Kobud qaydanı tətbiq etməklə qalıqların avtokorelyasiyasının olmaması haqqında H_0 hipotezi yoxlamaq üçün aşağıdakı ədədi parçadan istifadə edək :



Göründüyü kimi d_1 və d_u aşağı və yuxarı qiymətlər üçün $d_1 = 0,927 < DW = 1,73 < d_u = 1,812$ şərti ödənilir. Deməli, qalıqların avtokorrelyasiyasının olmaması haqqında hipotez qiymətləndirmək mümkün deyil, yəni o nə qəbul oluna, nə də rədd oluna bilməz.

Dispersiyanın iqtisadi sistemlərdə asılılıqların ekonometrik tədqiqi prosesində böyük ölçülü yığımlarda yüksək tərtibli avtokorrelyasiyanı aşkar etmək üçün Breuş - Qodfri testindən istifadə edilir. Testin alqoritmi aşağıdakı ideyaya söykənir:

Əgər yığırda qonşu müşahidələr arasında korrelyasiya mövcuddursa, onda göstərmək olar ki,

$$e_t = p_1 e_{t-1} + p_2 e_{t-2} + \dots + p_k e_{t-k}, k = \overline{1, n}$$

tənliyində p_k əmsalının qiyməti sıfırdan əhəmiyyətli dərəcədə fərqli olacaqdır. Burada, e_t - avtokorrelyasiyaya yoxlanılan ilkin reqressiya modelinin təsadüfi kənarlaşmasıdır. Beləliklə, avtokorrelyasiyanın mövcudluğu haqda qərar qəbul etmək üçün aşağıdakı hipotezlər yoxlanılır:

$$H_0: p_1 = p_2 = \dots = p_k = 0$$

$$H_1: p_k \neq 0$$

Əgər H_0 hipotezi doğru olarsa, onda avtokorrelyasiya mövcud deyil, H_1 hipotezi ödəndikdə isə belə hesab edilir ki, k tərtibli avtokorrelyasiya vardır.

Breuş - Qodfri testinin köməyi ilə bu hipotezlərin yoxlanması praktiki olaraq ƏKKM - nün köməyi ilə köməkçi reqressiyanın qiymətləndirilməsinə gətirilir. Testin ümumi sxemini aşağıdakı mərhələlərə bölmək olar:

1. İlkin reqressiya qiymətləndirilməsi e_t təsadüfi kənarlaşmalar sırasının formalaşdırılması

2. İlk modelin bütün məlum kəmiyyətlər üzrə e_t köməkçi reqressiyanın qiymətləndirilməsi

3. Köməkçi modelin R^2 determinasiya əmsalına görə Breuş - Qodfri testinin statistikasını hesablanması.

Əgər testin statistikasını üçün $BG(k) < \chi_{\alpha k}^2$ şərti ödənirsə, onda H_0 hipotezi qəbul olunur və belə hesab edilir ki, yığırda k tərtibli avtokorrelyasiya mövcud deyil.

(2.6) modelində birinci tərtib avtokorrelyasiyanın olub - olmamasını müəyyən etmək üçün köməkçi modeli tərtib edək və reqressiya təhlilini aparaq. Bu təhlilin nəticəsi aşağıdakı kimi olmuşdur.

$$\hat{e}_t = 24,27 + 0,01\dot{I}.\dot{\Theta} - 0,02D.S. - 0,01Q.D. + 0,01M\dot{\Theta}\dot{S}. + 0,14e_{t-1} \quad (3.7)$$

Təsadüfi kənarlaşmaların avtokorrelyasiyasının mövcudluğunu müəyyən etmək üçün Breuş – Qodfri testində $BG(1) = (n - 1) \cdot R^2$ statistikasından istifadə edəcəyik [14]. Burada, n - ilkin modeldəki müşahidələrin sayıdır, R^2 – köməkçi modelin determinasiya əmsalıdır. (3.7) modelinin determinasiya əmsalı $R^2 = 0,04$ – dır. $\chi_{0,05}^2$ paylanması kritik qiymətləri cədvəlindən $\chi_{0,05}^2 = 3,84$ qiymətini müəyyən etdik. Belə ki,

$$(n - 1) \cdot R^2 = (21 - 1) \cdot 0,04 = 0,8 < 3,84 = \chi_{0,05}^2$$

olduğu üçün, avtokorrelyasiyanın mövcud olmaması haqqında hipotez qəbul edilir.

Hipotezin yoxlanması üçün F statistikadan da istifadə edə bilərik. Bu zaman (3.6) modelinin determinasiya əmsalı ilə köməkçi (3.7) modelinin determinasiya əmsalını müqayisə edirik.

$$F_{mü\dot{s}} = \frac{R_2^2 - R_1^2}{1 - R_2^2} \cdot \frac{n - m - 1}{k}$$

$$F_{mü\dot{s}} = \frac{0,04 - 0}{1 - 0,04} \cdot \frac{20 - 5 - 1}{1} = 0,58$$

Qeyd edək ki, bu zaman F – statistikasının sərbəstlik dərəcələrinin sayı $v_1 = k = 1$, $v_2 = 20 - 5 - 1 = 14$ və $\alpha = 0.05$ olduqda, $F_{0,05;5;14} = 2,96$ müəyyən edilir. $F_{mü\dot{s}} = 0,58 < F_{krit} = 2,96$ olduğu üçün yuxarıdakı nəticə bir daha təsdiqlənir, yəni avtokorrelyasiyanın mövcud olmaması haqqında hipotez qəbul edilir.

(3.6) modelinin keyfiyyətini artırmaq məqsədi ilə yeni əlavə dəyişəni iqtisadiyyatda muzdlə işləyən əhalinin (MUZ.) sayını daxil edək. (Cədvəl 3.1)-in məlumatları bazasında ilkin $n=21$ müşahidəlik yığım üzrə apardığımız ekonometrik təhlil nəticəsində izahedici dəyişənlərin yeni tərkibi üçün aşağıdakı reqressiya tənliyi tapılmışdır:

$$\widehat{Y.Y.} = -967,33 + 0,3054\dot{I.Ə.} - 0,0478D.S. - 0,1628Q.D. + 4,4630MƏŞ. + 0,0793MUZ. \quad (3.8)$$

(P) (0.00) (0,00) (0,42) (0,00) (0,00) (0,01)

Aldığımız reqressiya tənliyinə görə ölkə üzrə iqtisadiyyatda məşğul olan əhalinin sayının min nəfər artması nəticəsində yeni iş yerlərinin sayı orta hesabla 305,4 nəfər, məşğulluq orqanlarında rəsmi işsiz statusu alan əhalinin sayının min nəfər artması yeni iş yerlərini 46 min nəfər, muzdlə işləyən əhalinin sayının min nəfər artması nəticəsində yeni iş yerlərini 79,3 nəfər artır. Dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin sayının hər min nəfər artımı yeni iş yerlərinin sayını orta hesabla 47,8 nəfər, qeyri - dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin sayının min nəfər artımı isə yeni iş yerlərinin sayını orta hesabla 162,8 min nəfər azalmasına gətirib çıxardır.

Bu ekonometrik model üçün $R_2^2 = 0,9324$ -ə bərabər olunmuşdur və $R_2^2 = 0,9324 > R_1^2 = 0,8943$ alınmışdır, yəni modelin keyfiyyəti pisləşməmiş və əlavə olaraq daxil etdiyimiz izahedici parametr (MUZ) Y asılı dəyişənin səpələnməsinin müəyyən qismini izah etmişdir.

Fişer statistikasından istifadə edərək $F_{müš}$ hesablayaq:

$$F = \frac{R_2^2 - R_1^2}{1 - R_2^2} \cdot \frac{v_2}{k} = \frac{0,9324 - 0,8943}{1 - 0,9324} \cdot \frac{15}{1} = 8,45$$

Qeyd edək ki, əgər modelə (MUZ) izahedici dəyişənin daxil edilməsi nəticəsində onun keyfiyyətinin pisləşməsinin sıfıra bərabər olması haqqında H_0 hipotezi doğrudursa, onda yuxarıda qeyd etdiyimiz F statistikasına $v_1 = 1$ və $v_2 = n - m - 1 = 21 - 5 - 1 = 15$ sərbəstlik dərəcəsinin sayına malik Fişer paylanmalı hesab ediləcəkdir.

Fişerin kritik nöqtələr cədvəlinə görə $F_{0,05;5;15} = 2,90$ olduğu müəyyən edilir. $F_{müq} = 8,45 > F_{krit} = 2,90$ olduğu üçün yuxarıdakı nəticə bir daha təsdiqlənir, yəni yeni sərbəst dəyişən (MUZ.) yeni iş yerlərinin açılması (Y.Y.) asılı **dəyişənin** əvvəllər izah edilməmiş dispersiyasının əhəmiyyətli hissəsini izah edir. Deməli, yeni iş yerlərinin açılması (Y.Y.) seçilmiş faktorlar qrupundan asılılığını əks etdirən (3.8) modeli reallığa kifayət qədər adekvatdır və makroiqtisadi səviyyədə göstəricilərin (konkret halda Y.Y.) təhlili və proqnozlaşdırılması üçün yararlıdır.

(3.8) reqressiya tənliyinin əmsallarının statistik əhəmiyyətliliyini qiymətləndirək. Yuxarıda qeyd etdiyimiz kimi, yığırda müşahidələrin sayı kifayət qədər çox olduqda bu qiymətləndirməni Student paylanması nöqtələri əvəzinə sadə müqayisəyə əsaslanan və ədəbiyyatlarda “kobud qayda” adlandırılan mexanizmlə aparmaq olar. Həmin mexanizmə görə t – statistikasının mütləq qiyməti vahiddən böyük olmadıqda əmsal statistik əhəmiyyətsiz, vahiddən böyük ikidən isə böyük olmadıqda zəif əhəmiyyətli, iki ilə üç arasında olduqda statistik əhəmiyyətli, üçdən böyük olduqda isə güclü şəkildə statistik əhəmiyyətli hesab olunur.

Əgər bu müqayisə zamanı P ehtimalının qiyməti α əhəmiyyətlilik səviyyəsindən böyük olarsa, onda əmsalın statistik əhəmiyyətliliyi haqqında H_0 hipotezası qəbul edilir, $P \leq \alpha$ olduqda isə qəbul edilmir.

- tədqiq etdiyimiz (3.8) reqressiya tənliyi üçün β_0 əmsalı istənilən əhəmiyyətlilik səviyyəsində statistik əhəmiyyətli hesab edilir. Belə ki, $\alpha = 0,01$ (eləcə də daha yüksək $\alpha = 0,05, \alpha = 0,10$ əhəmiyyətlilik səviyyəsində) əhəmiyyətlilik səviyyəsi üçün $\alpha = 0,01 > P = 0,00$ alınır.
- bu reqressiya tənliyinin β_1 əmsalı istənilən əhəmiyyətlilik səviyyəsində statistik əhəmiyyətli hesab edilir. Belə ki, $\alpha = 0,01$ (eləcə də daha yüksək $\alpha = 0,05, \alpha = 0,10$ əhəmiyyətlilik səviyyəsində) əhəmiyyətlilik səviyyəsi üçün $\alpha = 0,01 > P = 0,00$ alınır.
- tənliyin β_2 əmsalı istənilən əhəmiyyətlilik səviyyəsində statistik əhəmiyyətsiz hesab olunur, çünki bu əmsal yalnız $\alpha = 0,42$ əhəmiyyətlilik səviyyəsi üçün statistik əhəmiyyətli hesab edilə bilər.

- bu reqressiya tənliyinin β_3 əmsalı istənilən əhəmiyyətlik səviyyəsində statistik əhəmiyyətli hesab edilir. Belə ki, $\alpha = 0,01$ (elecə də daha yüksək $\alpha = 0,05, \alpha = 0,10$ əhəmiyyətlik səviyyəsində) əhəmiyyətlik səviyyəsi üçün $\alpha = 0,01 > P = 0,00$ alınır.
- bu reqressiya tənliyinin β_4 əmsalı istənilən əhəmiyyətlik səviyyəsində statistik əhəmiyyətli hesab edilir. Belə ki, $\alpha = 0,01$ (elecə də daha yüksək $\alpha = 0,05, \alpha = 0,10$ əhəmiyyətlik səviyyəsində) əhəmiyyətlik səviyyəsi üçün $\alpha = 0,01 > P = 0,00$ alınır.
- bu reqressiya tənliyinin β_5 əmsalı istənilən əhəmiyyətlik səviyyəsində statistik əhəmiyyətli hesab edilir. Belə ki, $\alpha = 0,01$ (elecə də daha yüksək $\alpha = 0,05, \alpha = 0,10$ əhəmiyyətlik səviyyəsində) əhəmiyyətlik səviyyəsi üçün $\alpha = 0,01 = P = 0,01$ alınır.

Beləliklə, H_0 hipotezası β_2 əmsallarından başqa bütün əmsallar üçün qəbul edildi. Deməli, İ.Ə. faktoru (iqtisadiyyatda məşğul olan əhalinin sayı), Q.D. faktoru (qeyri - dövlət sektorunda çalışan əhalinin sayı), MƏŞ. faktoru (məşğulliq orqanlarında rəsmi işsizlik statusu alan əhalinin sayı) və MUZ. faktoru (iqtisadiyyatda muzzla işləyənlərin sayı) nəticə göstəricisi olan Y.Y. (yeni iş yerlərinin açılması) ilə xətti əlaqəlidir. İzahedici dəyişənlərin statusu haqqında bu nəticəyə görə (3.8) modelindən D.S. faktorunu (dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin sayı) uzaqlaşdırmaq olar. Bu dəyişikliyin modelin ümumi keyfiyyətinə təsir edib etmədiyini dəqiqləşdirmək üçün onun multikolleniarlığa yoluxub – yoluxmadığını yoxlayaq.

Məlum olduğu kimi ƏKKM – nu şərtləndirən Qaus – Markov teoreminin tələblərindən biri odur ki, eqzogen parametrlər arasında ciddi xətti asılılıq olmamalıdır. Bu şərt tələb edir ki, X reqressorları matrisinin sütunları asılı olmasınlar və $(X^t X)^{-1}$ matrisinin ranqı $r=m+1$ bərabər olsun. Burada n eqzogen faktorların sayıdır. Əgər bu şərt pozulursa, onda reqressiya modeli multikolleniarlığa yoluxmuş hesab edilir.

Multikolleniarlıq reqressiya təhlilində bir sıra çətinliklər yaradır. Məsələn:

1. Regressiya parametrlərinin qiyməti sürüşdürülmüş alınır və bu sürüşmə regressiyanın əmsallarının işarələrinin müəyyən edilməsində səhvlərə gətirib çıxarda bilər.

2. Qiymətlərin dispersiyası hesablanan zaman onlar artım istiqamətinə sürüşmə verə bilərlər.

Nəticədə t – statistika azalır və əmsalların əhəmiyyətliyi haqqında nəticə etibarsız olur.

3. Əmsalların ƏKKM – una görə hesablanmış qiymətləri və standart səhvləri məlumatlarda baş ən kiçik dəyişikliklərə qarşı çox həssas olur.

4. İzahedici dəyişənlərdən hər birinin asılı dəyişənin dəyişkənliyinə verdiyi payı müəyyən etmək çətin olur.

Multikolleniarlığı açkar etmək üçün ən çox istifadə edilən metod dispersiyalı infilyasiya faktorunun variasiyası metodudur (VİF). Bu metoda görə hər bir X_j eqzogen dəyişən üçün infilyasiya faktorunun variasiyası əmsalının qiyməti hesablanır:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

Burada, R_j^2 – X_j dəyişənin qalan bütün dəyişənlərə nəzərən köməkçi regressiyanın determinasiya əmsalıdır. VIF_j əmsalının qiyməti bu əmsalın $VIF=10$ kritik qiyməti ilə müqayisə edilir. Əgər $VIF_j < 10$ – dursa j faktorları ilə i faktorları arasındakı əlaqə multikolleniarlıq yaradacaq qədər güclü deyil. Əgər $VIF_j \geq 10$ olarsa, onda X_j dəyişəni ilə bağlı multikolleniarlıq mövcuddur.

Bəzi tədqiqatçılar VIF_j əmsalının qiymətinə daha ciddi tələblər qoyurlar və onu $VIF=5$ qiyməti ilə müqayisə etməyi təklif edirlər.

Regressiya modellərindən multikolleniarlığı aşağıdakı üsullarla ləğv etmək olar.

1. Əgər modeldə multikolleniarlığın mövcudluğu ciddi problemlər doğurmursa, daha doğrusu onu nəzərə almamaq mümkündürsə, onda qurulmuş modeldə heç bir dəyişiklik aparmamaq olar. Əgər ekonometrik modelin qurulmasının əsas məqsədi eqzogen və endogen dəyişənlər arasındakı qarşılıqlı əlaqələrin təhlilidirsə, onda

multikolleniarlığın mövcudluğu dəyişənlər arasındakı həqiqi asılılıqları təhrif edir. Təbii ki, bu halda multikolleniarlıq vacib problemə çevrilir və onu aradan qaldırmaq lazımdır.

2. Əgər modeldə multikolleniarlıq mövcuddursa və onun korrektə edilməsi zərurəti yaranırsa, onda onu aradan qaldırmağın ən geniş yayılmış yolu reqressiya modelindən bu multikolleniarlığı yaratmağı şübhə doğuran statistik əhəmiyyətsiz dəyişənlərin çıxarılmasıdır. Qeyd edək ki, bu yanaşma bir eira çətinliklər doğura bilər. Birincisi məhz hansı dəyişənlərin artıq olması tam şəkildə aydın olmur. İkincisi bir çox hallarda müəyyən bir asılı olmayan dəyişənin tədqiqatdan uzaqlaşdırılması modelin məzmununu təhrif edə bilər. Və nəhayət əhəmiyyətli dəyişənlərin, daha doğrusu öyrənilən asılı dəyişənə bilavasitə təsir göstərən dəyişənlərin atılması ƏKKM – nün qiymətlərinin sürüşməsinə gətirib çıxarda bilər.

3. Multikolleniarlığın aradan qaldırılmasının tollarından biri də əlavə məlumatların və ya yeni yığımın əldə edilməsidir. Bu onunla əlaqədardır ki, multikolleniarlığı məhz yığımın asılı məlumatlar yaradır və bu yığımın ölçülərinin böyüməsi eqzogen faktorlar arasındakı güclü asılılıqları zəiflədə bilər.

4. Multikolleniarlığı aradan qaldırmaq üçün modelin spesifikasiyasını dəyişmək və model haqqında aprior ilkin informasiyanı da təhlil etmək mümkündür.

Yuxarıda təsvir etdiyimiz infilyasiya faktorunun variyasiyası metodunun köməyi ilə (3.8) modelinin multikolleniarlığı yoxlayaq. Bu məqsədlə VİF matrisini quraq:

	Y.Y.	İ.Ə.	D.S.	Q.D.	MƏŞ.	MUZ.
Y.Y.	-0,00352	0,457261	-0,39355	-0,78732	0,011686	-0,00831
İ.Ə.	0,457261	7,383251	6,639438	-0,51614	4,149314	-0,72549
D.S.	-0,39355	6,639438	6,630363	0,184841	2,504832	-2,11421
Q.D.	-0,78732	-0,51614	0,184841	1,931109	-2,00479	-2,07339
MƏŞ.	0,011686	4,149314	2,504832	-2,00479	3,639227	0,805644
MUZ.	-0,00831	-0,72549	-2,11421	-2,07339	0,805644	2,506603

VİF matrisindən göründüyü kimi, modeldə multikolleniarlıq yoxdur. Amma daha ciddi təhlildə deyə bilərik ki, iqtisadiyyatda məşğul əhalinin (İ.Ə.) sayı və dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin (D.S) sayı göstəriciləri zəif multikolleniarlığa səbəb ola bilərlər. Bu səbəbdən iqtisadiyyatda məşğul əhalinin (İ.Ə.) sayı izahedici faktoru modeldən kənarlaşdırsaq reqressiya təhlili aşağıdakı reqressiya modelini verəcəkdir:

$$\widehat{Y.Y.} = -824,14 + 0,2023D.S. - 0,1220Q.D. + \\ + 3,5363MƏŞ. + 0,1006MUZ. \quad (3.9)$$

$$(P) \quad (0,00) \quad (0,00) \quad (0,00) \quad (0,00) \quad (0,00)$$

(3.9) modeli üçün bütün reqressiya əmsalları əhəmiyyətli olmuşdur. Lakin determinasiya əmsalının qiyməti $R^2 = 0,791$ olmuş və (3.8) modeli ilə müqayisədə kəskin azalmışdır. Bu azalma (3.9) modelinin ümumi keyfiyyətini və İ.Ə. izahedici dəyişənin tədqiqatdan kənarlaşdırılmasının məqsədəuyğunluğunu şübhə altına alır.

Odur ki, VİF matrisinə əsaslanaraq daha bir addım ataq, yəni (3.8) modelinin keyfiyyətini artırmaq məqsədi ilə modeldən D.S. faktorunu (dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin sayı) uzaqlaşdıraq. Bu halda $n=21$ yığımı üzrə aparılmış ekonometrik təhlil tətbiq edilən endoqen parametrlər üçün aşağıdakı reqressiya tənliyini vermişdir:

$$\widehat{Y.Y.} = -1002,37 + 0,2713İ.Ə. - 0,1218Q.D. + 4,50MƏŞ. + 0,0769MUZ. \quad (3.10)$$

$$(P) \quad (0,00) \quad (0,00) \quad (0,00) \quad (0,00) \quad (0,01)$$

(3.10) reqressiya tənliyi üçün determinasiya əmsalının qiyməti $R_2^2 = 0,9294$ alınmışdır və $R_2^2 = 0,9294 < R_1^2 = 0,9324$ olmuşdur. Deməli, tədqiqatdan çıxartdığımız izahedici parametr (DS) modelin ekonometrik keyfiyyətini aşağı salmamışdır. Bunu təsdiqləmək üçün Fişer statistikasından istifadə edərək $F_{müš}$ hesablayaq:

$$F = \frac{R_1^2 - R_2^2}{1 - R_1^2} \cdot \frac{v_2}{k} = \frac{0,9324 - 0,9294}{1 - 0,9324} \cdot \frac{16}{1} = 0,07$$

Nəzəri yanaşmaya görə, əgər (3.8) modelindən (D.S.) izahedici dəyişənin kənarlaşdırılması ilə onun keyfiyyətinin pisləşməsinin sıfıra bərabər olması haqqında H_0 hipotezi doğrudursa, onda F statistikasının $v_1 = 1$ və $v_2 = n - m - 1 = 21 - 4 - 1 = 16$ xarakteristikalı Fişer paylanmasına malik olacaqdır.

$F_{0,05;4;16} = 3,01$ qiymətinin cədvəldən taparaq onu $F_{müš}$ - nin tapdığımız qiyməti ilə müqayisə edək. Bu halda $F_{müš} = 0,07 < F_{krit} = 3,01$ alınır və nəticədə yuxarıdakı müddəə bir daha təsdiqlənir, yəni əlavə etdiyimiz yeni sərbəst dəyişən (D.S.) yeni iş yerlərinin açılması (Y.Y.) asılı dəyişənin əvvəllər izah edilməmiş dispersiyası ilə bağlılığı yoxdur və onun əhəmiyyətli hissəsini izah etmir. Deməli, yeni iş yerlərinin

açılmasının (Y.Y.) qalan endogen parametrlərdən asılılığını əks etdirən (3.10) modeli əmək bazarının reallığına kifayət qədər adekvatdır və onu makroiqtisadi səviyyədə əmək bazarı göstəricilərin (konkret halda Y.Y.) təhlili və proqnozlaşdırılması üçün yararlıdır.

Aparılmış ekonometrik tədqiqatlar göstərir ki, (3.10) modelinin bütün əmsalları statistik əhəmiyyətlidir.

(3.10) modelində yeni iş yerlərinin açılmasını xarakterizə edən YY izah olunan parametri f_x Master funksiyasından istifadə edərək $LnYY$ çevirək.

$$LnY.Y. = -11,4906 + 0,004İ.Ə. - 0,002Q.D. + 0,065MƏŞ. + 0,001MUZ. \quad (3.11)$$

$$(P) \quad (0,00) \quad (0,00) \quad (0,00) \quad (0,00) \quad (0,00)$$

Alınmış bu modelin iqtisadi interpretasiyasını verək. Bu modelə görə iqtisadiyyatda məşğul olan əhalinin normative artımı (1000 nəfər hesab ilə) yeni iş yerlərinin 4 nəfər artmasına gətirib çıxardır. İşsizlik status almış əhali üzrə (MƏŞ.) bu göstərici plyus 65 nəfər, muzzla işləyənlər üzrə isə plyus 1 nəfər təşkil edir. Qeyri-+ dövlət sektoru üzrə isə normative artımı yeni iş yerlərinin cəminin 2 nəfər azalmasına səbəb olur.

Asanlıqla yəqin edə bilərik ki, (3.11) modelinin bütün əmsalları üçün statistik əhəmiyyətlilik şərti ödənilir.

Məlum olduğu kimi ekonometrik modelləşdirmədə $\beta_i (i = 0, 1, 2, \dots, n)$ əmsallarının interval qiymətlərinin müəyyən edilməsi mühüm əhəmiyyət kəsb edir. Bu məqsədlə modelin hər bir β_j əmsalı

$$t = \frac{b_j - \beta_j}{S_{b_j}}$$

t statistikasını qurulur. Qeyd edək ki, bu statistika $n + m - 1$ sərbəstlik dərəcəli Student paylanmasına malik olacaqdır. Onda t – nin bu statistikasını bazasında ekonometrik modelin hər bir β_j əmsalı üçün interval qiymətləri aşağıdakı kimi hesablanacaqdır:

$$\left(b_j - t_{\frac{\alpha}{2}; n-m-1} S_{b_j} < \beta_j < b_j + t_{\frac{\alpha}{2}; n-m-1} S_{b_j} \right)$$

Tədqiq etdiyimiz əmək bazarı üçün baza səviyyəsi qəbul edərək, (3.11) reqressiya tənliyinin $\beta_0, \beta_1, \beta_3, \beta_4$ və β_5 nəzəri əmsalları üçün etibarlılıq intervallarını müəyyən edək (tədqiqatlar 95% - lik əhəmiyyətlik səviyyəsi üçün aparılmışdır):

$$-11,4906 - 2,120 \cdot 1,0814 < \beta_0 < -11,4906 + 2,120 \cdot 1,0814$$

$$0,004 - 2,120 \cdot 0,0003 < \beta_1 < 0,004 + 2,120 \cdot 0,0003$$

$$-0,002 - 2,120 \cdot 0,0002 < \beta_3 < -0,002 + 2,120 \cdot 0,0002$$

$$0,065 - 2,120 \cdot 0,0049 < \beta_4 < 0,065 + 2,120 \cdot 0,0049$$

$$0,001 - 2,120 \cdot 0,0003 < \beta_5 < 0,001 + 2,120 \cdot 0,0003$$

$$-13,783 < \beta_0 < -9,19827$$

$$0,0029 < \beta_1 < 0,0046$$

$$-0,0018 < \beta_3 < 0,0011$$

$$0,0544 < \beta_4 < 0,0753$$

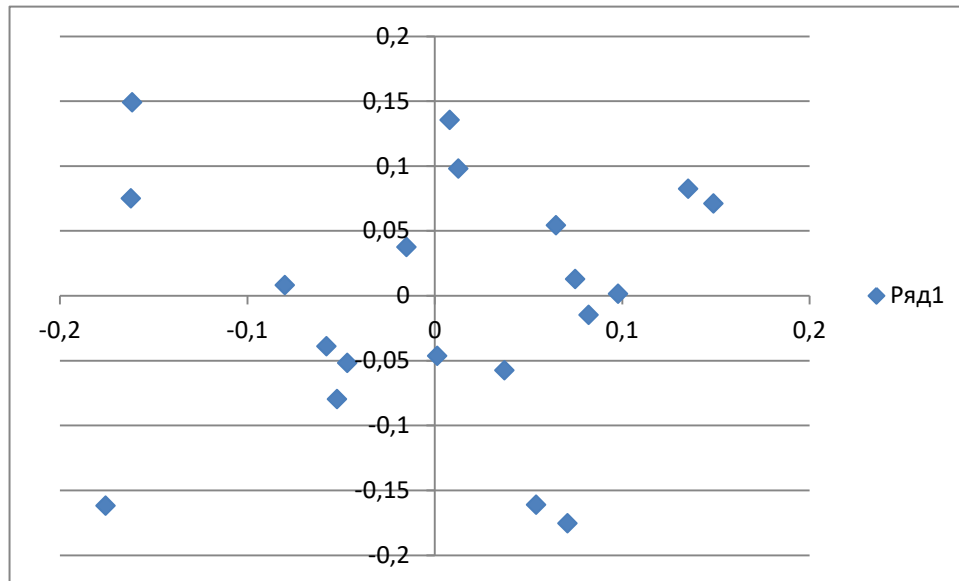
$$0,0004 < \beta_5 < 0,0017$$

Beləliklə, əmək bazarında yeni iş yerlərinin açılması üzrə qurduğumuz (3.11) modelinin b_0 əmsalının qiyməti (-13,783;-9,19827), b_1 əmsalının qiyməti (0,0029;0,0046), b_3 əmsalının qiyməti (-0,0018;0,0011), b_4 əmsalının qiyməti (0,0544;1,0753), b_5 əmsalının qiyməti (0,0004;0,0017) isə etibarlılıq intervalları daxilində olduqda bu reqressiya tənliyinin $\beta_0, \beta_1, \beta_3, \beta_4$ və β_5 nəzəri əmsallarının qiymətlərini 95% əhəmiyyətliklə məqbul hesab etmək olar.

Məlumdur ki, $R_{d\partial q}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-m-1}$ - dir. Onda, bütün $m > 1$ halları üçün dəqiqləşdirilmiş detrmnasiya əmsalının qiyməti standart determinasiya əmsalının qiymətindən böyük olmayacaqdır, yəni $R_{d\partial q}^2 < R^2$. Deməli, izahedici dəyişənlərin sayının artması R^2 və $R_{d\partial q}^2$ determinasiya əmsalına fərqli şəkildə təsir edir. Yəni, R^2 determinasiya əmsalı artmağa, dəqiqləşdirilmiş determinasiya əmsalının isə azalmağa meyl edir. $R = 1$ olduqda isə $R_{d\partial q}^2 = R^2$ şərti ödənilir. Baxdığımız misalda $R_{d\partial q}^2 = 0,9603 < R^2 = 0,9682$ olması deyilənləri bir daha təsdiqləyir. $R_{d\partial q}^2$ - in hesablanmış

qiymətinə görə demək olar ki, (3.11) modeli əmək bazarının özəlliklərinə kifayət qədər adekvat hesab edilə bilər

Ekonometrik tədqiqatlar nəzəriyyəsində avtokorrelyasiya müxtəlif üsullarla aşkar edilir. Bu yollardan biri də qrafik qurmaların köməyi ilə avtokorrelyasiyanın aşkar edilməsinə. Qrafiki qurumlardan istifadə edərək (3.11) reqressiya modelindən avtokorrelyasiyaya yoluxub – yoluxmadığını aşkar edək. (Şəkil 3.1)



Şəkil 3.1. Ekonometrik modelin avtokorrelyasiyaya yoluxmasının qrafiki tədqiqi

Qrafikdə nöqtələrin yerləşməsi xarakterindən göründüyü kimi, kənarlaşmaları xarakterizə edən bu nöqtələr bütün kordinat sistemində səpələnmişdir. Odur ki, modeldə avtikorrelyasiya mövcud olmaması haqda qərar verə bilərik.

Tədqiq etdiyimiz iqtisadi sistem üzrə (əmək bazarının bir seqmenti) Darbin-Uotson statistikasını üçün alırıq:

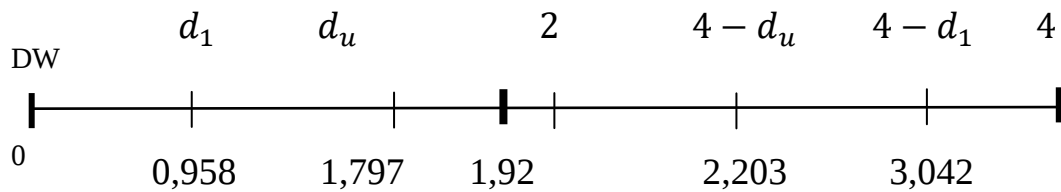
$$DW = \frac{0,3378}{0,1756} = 1,92$$

Yuxarıda qeyd etdiyimiz kimi DW əmsalının statistik əhəmiyyətliliyini müəyyən etmək üçün 95% əhəmiyyətlik göstəricisi və $n=22$ müşahidə üçün aşağı (d_1) və yuxarı (d_u) sərhəd qiymətini hesablayaq:

$$d_1 = 0,958 \text{ (aşağı sərhəddi)}$$

$$d_u = 1,797 \text{ (yuxarı sərhəddi)}$$

Bu nəticəni aldıqdan sonra qalıqların avtokorelyasiyasının olmaması haqqında H_0 hipotezi yoxlamaq üçün aşağıdakı ədədi parçadan istifadə edək [1, səh. 113]:



Şəkildən göründüyü kimi qalıqlar üzrə $d_u = 1,797 < DW = 1,92 < 4 - d_u = 2,203$ şərti ödənilir, yəni qalıqların avtokorelyasiyasının olmaması haqqında H_0 hipotez qəbul oluna bilər. Onda, belə bir qərar vermək olar ki, modelin keyfiyyəti yüksəkdir və əmək bazarında gedən real proseslərə adekvatdır. Lakin bu qərarı son qərar kimi qəbul etmək üçün spesifikasiya mərhələsində səhvlərin edilib edilmədiyini yoxlamağa ehtiyac vardır, daha doğrusu əlavə tədqiqatlar aparılmalıdır. Bu əlavə tədqiqatları RESET Ramsey testi vasitəsi ilə aparmaq olar. Çünki bu test ekonometrik modelləşdirmənin spesifikasiya mərhələsində buraxılmış nöqsanların bir çoxunu asanlıqla aşkar edir. Əgər modelin izahedici dəyişənlərinin tərkibi ilə bağlı səhvlər edilirsə, daha doğrusu tədqiqata cəlb edilməsi məqsədəuyğun olan dəyişənlər varsa, və ya regressiya asılılığı modelinin riyazi tipi reallığa kifayət qədər adekvat deyilsə, onda məhz Ramsey testi bu qusurları aradan qaldıra bilər x dəyişəni ilə modelin təsadüfi parametri arasında korrelyasiya nəzərə çarparsa onda bunları aşkar etməyin ən kəsərli vasitəsi məhz Ramsey testi həm də modelin endogen parametrləri ilə təsadüfi ε parametri arasındakı korrelyasiyanı da aşkar etməyə imkan verir.

Ramsey testinin üstünlükləri heç də bunlarla bitmir. Belə ki, bu test modelə əlavə olaraq hansı idarəedici parametrlərin daxil edilməsini alqoritmləşdirməyə imkan verir.

Tədqiq etdiyimiz ((3.11) regressiya modelinə $\hat{Y}^2$ kimi əlavə dəyişənin daxil edilməsinin regressiya təhlili apararaq, aşağıdakı regressiya tənliyini almışıq:

$$\begin{aligned} \ln Y.Y. = 28,15 - 0,007\dot{I}. \dot{\Theta} + 0,003Q.D. - 0,126M\dot{\Theta}\dot{\Sigma}. \\ - 0,002MUZ. + 0,355\hat{Y}^2 \end{aligned} \quad (3.12)$$

$$R_R^2 = 0,9749$$

(3.12) reqressiya tənliyi üçün determinasiya əmsalının qiyməti $R_A^2 = 0,9682$ olmuşdur, $F_{krit(0,05;1;15)} = 4,54$ olduğundan, $F_{müş}$ qiyməti üçün alırıq:

$$F_{müş} = \frac{0,9749 - 0,9682}{1 - 0,9749} \cdot \frac{21 - 5 - 1}{1} = 4,004$$

$$F_{müş} = 4,004 < 4,84 = F_{krit}$$

olduğundan (3.11) ekonometrik spesifikasiya modelin həqiqətə uyğundur və bu model kifayət qədər keyfiyyətlidir.

İndi isə (3.12) modelinə $\hat{Y}^3$ əlavə dəyişəni daxil edək. Bu hal üçün reqressiya modeli

$$\text{LnY.Y.} = 165,60 - 0,048\hat{I}.\hat{A} + 0,02\hat{Q}.\hat{D} - 0,82\hat{M}\hat{Ə}\hat{Ş}.$$

$$-0,01\hat{M}\hat{U}\hat{Z}.$$

$$+3,007\hat{Y}^2 - 0,217\hat{Y}^3 \quad (3.13)$$

$$R_R^2 = 0,9753$$

şəklində alınmışdır.

Yuxarıda (3.11) modeli üçün $R_A^2 = 0,9682$ alınmışdır. Əgər Fişer statistikasının $F_{krit(0,05;2;14)} = 3,74$ olduğunu nəzərə alsaq, onda $F_{müş}$ qiyməti üçün alırıq:

$$F_{müş} = \frac{0,9753 - 0,9682}{1 - 0,9753} \cdot \frac{21 - 6 - 1}{2} = 2,01$$

$F_{müş} = 2,01 < 3,74 = F_{krit}$ olduğundan, (3.11) modelinin spesifikasiyası uğurludur və bu modelin keyfiyyətini yüksək hesab etmək olar.

Beləliklə, Ramsey testi bir daha sübut edir ki, (3.11) reqressiya modelinin əmək bazarının reallıqlarına kifayət qədər adekvatdır və tədqiqat və proqnozlaşdırma üçün yararlıdır.

Məlum olduğu kimi ekonometrik modellərin əmsallarının qiymətləndirilməsində ən etibarlı vasitə kimi ƏKKM çıxış edir. Bu metodun Qaus – Markov teoremi ilə müəyyən edilən 5 baza şərti içərisində əsas şərtlərdən biri də istənilən müşahidələr üçün təsadüfi kənarlaşmaların dispersiyalarının sabit olması şərtidir. Yəni

$$D(\varepsilon_i) = D(\varepsilon_j) = \sigma^2$$

Bu şərtin pozulması qeteroskedastiklik halı yaradır və reqressiya tənliyi üçün ƏNKM – u ilə alınmış qiymətlərin dəyişməsinə səbəb olur. Qeteroskedastiklik halına əsasən kəsişən məlumatların mövcudluğu halında rast gəlinir. Zaman sıralarında isə bu hala daha az rast gəlinir. Çünki bu sıralarda müxtəlif zaman momentlərində eyni göstəricilər nəzərdən keçirilir və bu göstəricilərin eynivaxtlı artması və azalması hallarında qeteroskedastiklik halı yarana bilər. Kəsişən məlumatlar isə müxtəlif gəlirləri, xərcləri olan müxtəlif obyektləri əks etdirirlər.

İqtisadi sistemlərdə qeteroskedastiklik halına əyani misal olaraq belə bir misalı göstərmək olar ki, böyük gəlirlərə malik olan adamlar az gəlirlərə malik olan adamlarla müqayisədə orta hesabla daha çox xərcləməklə bərabər onların istehlakındakı səpələnmələr də böyük olur. Çünki onlar öz gəlirlərinin bölüşdürülməsində daha böyük imkanlara malikdirlər.

Qeteroskedastiklik halı ƏKKM – nun tətbiqində aşağıdakı fəsadlara gətirib çıxardır:

1. Parametrlərin qiymətləri əvvəliki kimi sürüşdürülməmiş və xətti qalsalar da öz səmərəliliyini itirirlər. Qiymətlərin dispersiyasının artması maksimal dəqiq qiymətlərin alınması ehtimalını azaldır.

2. Parametrlərin qiymətlərinin dispersiyaları sürüşdürmə ilə hesablanır. Odur ki, t - statistikası və F - statistikası əsasında alınmış bütün nəticələr etibarlı olmayacaqdır. Qeyd edək ki, bu qeyri – etibarlılıq interval qiymətlərinə də aid olur. Bu halda ehtimal ki, əmsalların standart səhvləri azalmış qiymətdə t - statistika isə artmış qiymətdə alınacaqdır. Nəticədə həqiqətdə əhəmiyyətsiz olan əmsallar statistik əhəmiyyətli hesab ediləcəkdir.

Ekonometrik təhlil prosesində qeteroskedastiklik halını aşkar etmək üçün müxtəlif yanaşmalardan istifadə edilir. Qeyd edək ki, hələ ilkin mərhələdə toplanmış məlumatların xarakterinə görə də qeteroskedastiklik halının mümkünlüyünü sezmək və onu spesifikasiya mərhələsində aradan qaldırmağa cəhd göstərmək olar. Lakin bu cəhdin uğulu olması ehtimalı azdır və qeteroskedastiklik halının aşkar edilməsi ilə bağlı problemlərin reqressiya tənliyi qurulduqdan sonra həll etmək lazım gəlir. Bu məqsədlə

istifadə edilən metordlara misal olaraq Qrafik metodunu, Spirmenin ranq korrelyasiyası testini, Qoldfeld- Kvant testini, Park testini, Qleyzer testini, Vayt testini, Breuş - Paqan testini və s. göstərmək olar.

Ekonometrik təhlildə qeteroskedastiklik halının aşkar edilməsinin bu mexanizmlərini daha ətraflı nəzərdən keçirək.

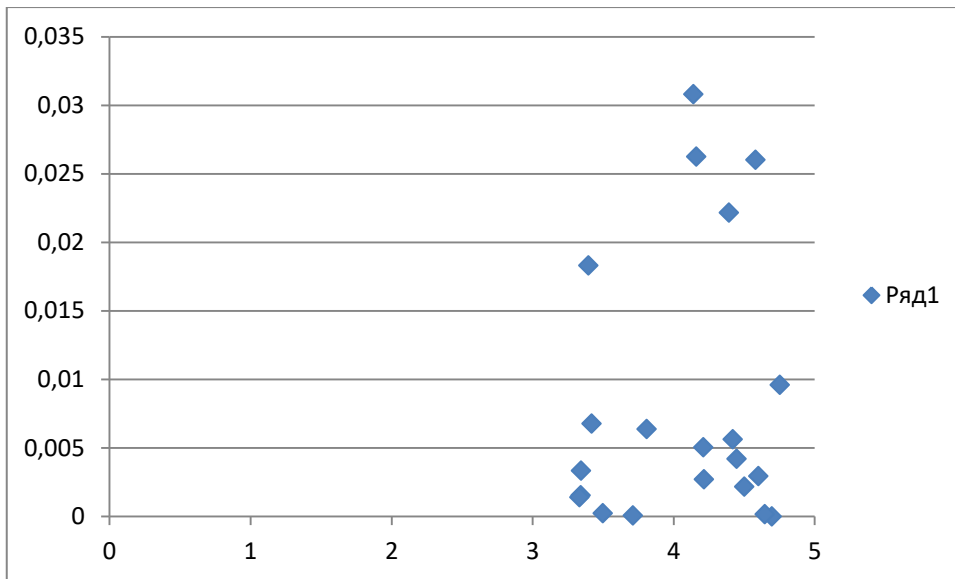
Empirik reqressiya tənliyindən kənarlaşmaların qrafiki təsviri qeteroskedastiklik halının mövcudluğunu əyani olaraq müəyyən etməyə imkan verir. Bu zaman koordinat sisteminin absis oxunda x_i izahedici dəyişənin qiymətləri (cüt reqressiya üçün) və yaxud izahedici dəyişənlərin

$$\hat{y}_i = \alpha + b_1 x_{i1} + \dots + b_p x_{ip}, \quad i = \overline{1, n}$$

xətti kombinasiyası (cox reqressiya halı üçün) qeyd edilir. Ordinat oxunda isə ya e_i kənarlaşmaları, ya da e_i^2 qeyd edilir.

Qeyd edək ki, qeteroskedastiklik halının aşkar edilməsinin qrafik metodu cüt reqressiya halı üçün daha səmərəli hesab edilir. Çoxreqressiyada isə qrafiki təhlili hər bir x_j izahedici dəyişəni üçün fərdi şəkildə aparmaq lazım gəlir. Lakin çox zaman absis oxunda x_j izahedici dəyişənlər deyil, $\hat{y}_i$ asılı dəyişənin empirik reqressiya tənliyindən alınan qiymətləri qeyd edilir. Xətti çoxreqressiya tənliyinə görə $\hat{y}_i$ x_{ij} – lərin xətti kombinasiyası olduğundan e_i^2 –in $\hat{y}_i$ -dən asılılığını əks etdirən qrafik qeteroskedastiklik halının mövcudluğunu əks etdirə bilər. Belə təhlildən əsasən izahedici dəyişənlərin sayının çox olması halında istifadə edilə bilər. Əgər e_i^2 kənarlaşmaların kvadratlarının qiymətlərinə uyğun gələn bütün nöqtələr sabit enli üfqi zolağın içindədirsə, deməli e_i^2 dispersiyaları sabitdir və heç bir başqa faktordan asılı deyil. Qeyd edək ki, qeteroskedastiklik halının əksi hesab edilən bu hal ekonometrik təhlildə homoskedastiklik halı adını almışdır.

Yuxarıda tədqiq etdiyimiz (3.11) modelinə qeteroskedastiklikliyin mövcudluğu halını aşkar etmək məqsədi ilə qrafik üsulunu tətbiq etsək aşağıdakı qrafiki alırıq



Sxemdən göründüyü kimi (3.11) modeli üçün e_i^2 – in qiymətlərinə uyğun gələn bütün nöqtələr sabit enli üfüqi zolağın içinə düşür, deməli bu modeldə qeteroskedastiklik halı mövcud deyil.

Qeyd edək ki, digər hallarda, yəni $\hat{y}_i$ qiymətləri ilə e_i^2 qiymətlərinin nisbətləri arasında sistemativ dəyişikliklər müşahidə edildikdə modeldə qeteroskedastiklik halının mövcudluğu haqqında qərar qəbul edilir.

Biz qurduğumuz (3.11) modelində qeteroskedastiklik halının mövcudluğunun aşkar edilməsi məqsədi ilə Qoldfeld – Kvant testindən də istifadə etmişik. Odur ki, bu testin tətbiqi ilə bağlı praktik nəticələrin tədqiqinə keçməzdən əvvəl onun nəzəri aspektlərini açıqlayaq.

Fərz edilir ki, standart kənarlaşmalar x_i dəyişəninə proporsionaldır və ilkin modelin e_t qalıqları normal paylanmışdır. Eləcə də fərz edəcəyik ki, bu qalıqların avtokorrelyasiyası mövcud deyil. Sonra aşağıdakı alqoritm üzrə tədqiqat aparılır.

1. Bütün dəyişənlər x_i dəyişəninə görə nizamlanır.
2. Nizamlanmış yığım, $(n-2k)$, k ölçülü 3 alt yığma bölünür. Testin ideyası ondan ibarətdir ki, əgər qeteroskedastiklik halı mövcuddursa onda birinci və sonuncu alt yığımlar üçün kənarlaşmaların dispersiyasının qiyməti bir birindən əhəmiyyətli şəkildə

fərqlənəcəkdir (birinci alt yığım üçün onun qiyməti üçüncü alt yığım üçün alınmış qiymətdən əhəmiyyətli dərəcədə az olacaqdır).

3. Müvafiq dispeersiyaları müqayisə etmək üçün aşağıdakı F statistika tərtib edilir.

$$F = \frac{RSS_3/(k - m - 1)}{RSS_1/(k - m - 1)} = \frac{RSS_3}{RSS_1}$$

Əgər $F_{mü\check{s}} > F_{krit}$ olarsa, onda qeteroskedastiklik halının mövcudluğu haqqında qərar qəbul edilir.

Mütəxəssislər belə hesab edirlər ki, k kəmiyyəti yığının n ümumi həcmnin təqribən 25% - ni təşkil etməlidir.

Tətdqiq etdiyimiz (3.11) modelində istifadə etdiyimiz yığımı alt yığımlara bölək. Daha doğrusu müşahidələrin içərisindən mərkəzə düşən $\frac{1}{4}$ hissəni ataq. ($21/4=5,5$ olduğundan, alınmış ədədi azalan istiqamətdə yuvarlaqlaşdırırıq və alt yığımlar üçün $n^* = 8$) alırıq.

Birinci alt sistem üçün

Регрессионная статистика	
Множественный R	0,988222
R-квадрат	0,976583
Нормированный R-квадрат	0,945359
Стандартная ошибка	0,039821
Наблюдения	8

Дисперсионный анализ					Значимость
	df	SS	MS	F	F
Регрессия	4	0,198387	0,049597	31,27743	0,008833
Остаток	3	0,004757	0,001586		
Итого	7	0,203144			

	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P- Значение	Нижние 95%	Верхние 95%
Y-пересечение	-3,29295	1,925345	-1,71031	0,185735	-9,42025	2,83435
İ.Ə.	0,001582	0,00052	3,044103	0,055687	-7,2E-05	0,01287
Q.D.	-0,0005	0,000235	-2,11901	0,124299	-0,00125	0,00025
MƏŞ.	0,033137	0,009403	3,524256	0,038799	0,003214	0,07437
MUZ.	0,000449	0,000198	2,270875	0,107838	-0,00018	0,00087

Uçuncu alt sistem üçün

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,876374
R-квадрат	0,768031
Нормированный R-квадрат	0,45874
Стандартная ошибка	0,187993
Наблюдения	8

<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	4	0,351037	0,087759	2,483194	0,240434
Остаток	3	0,106024	0,035341		
Итого	7	0,457061			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	<i>Нижние 95%</i>	<i>Верхние 95%</i>
Y-пересечение	-15,4938	19,39267	-0,79895	0,482722	-77,2099	46,22231
i.Ə.	0,005166	0,006026	0,857378	0,45427	-0,01401	0,024343
Q.D.	-0,00215	0,001845	-1,16523	0,328153	-0,00802	0,003721
MƏŞ.	0,080096	0,100636	0,795905	0,484247	-0,24017	0,400364
MUZ.	0,000679	0,004429	0,153312	0,887884	-0,01342	0,014774

Hər biri 8 müşahidəni əhatə edən bu iki alt yığım üçün spesifikasiyalı reqressiya modeli qiymətləndirilir və qalıq məbləğlərin qiymətləri müəyyən edilir.

Qoldfeld – Kvant testinin köməyi ilə (3.11) modelinin təsadüfi kənarlaşmalarının homoskedastikliyi haqqında hipotezi yoxlamaq üçün F statistika tapılır və bu statistikaya görə reqressiya modellərinin qalıq cəmlərinin bərabərliyi haqqında hipotez yoxlanılır. Bu o deməkdir ki, biz faktiki olaraq tam yığma görə qurulmuş modelin qalıqlarının homoskedastikliyi haqqında hipotezi yoxlayırıq.

$$H_0: RSS_1 = RSS_3 \Rightarrow F_{mü\check{s}} < F_{krit} \text{ homoskedastik halı}$$

$$H_1: RSS_1 \neq RSS_3 \Rightarrow F_{mü\check{s}} > F_{krit} \text{ qeteroskedastiklik halı}$$

$$F_{mü\check{s}} = \frac{RSS_3}{RSS_1} = \frac{0,0016}{0,0353} = 0,05$$

$F_{müs} = 0,05 < 5,39 = F_{krit}$ olduğundan H_0 hipotezi qəbul edilir və (3.11) modelində qalıqların qeteroskedastiklikliyin olmaması haqqında qərar qəbul edilir.

(3.11) modelində qalıqların qeteroskedastiklikliyinin yoxlanması üçün tətbiq etdiyimiz teslərdən biri də Vayt testidir. Bu testdə təsadüfi kənarlaşmaların xassələri haqqında heç bir müddəa irəli sürülmür və test qeteroskedastiklikliyin dəqiq forması haqqında təsəvvür yaratmır. Bu testə görə reqressiya modelinin təsadüfi kənarlaşmalarının homoskedastikliyi haqqında sıfır hipotezini yoxlamaq üçün aşağıdakı əməliyyatların icrası zəruridir:

1. İlk modelin qiymətləndirmək və modelin e_t qalıqlarının müəyyən edilməsi.
2. İlk modelin qalıqlarının kvadratlarının onun bütün eqzogen dəyişənlərinə, onların kvadratlarına və cərpaz hasillərinə nəzərən köməkçi reqressiya modelinin:

$$\begin{aligned} e_t^2 = & \lambda_0 + \lambda_1 x_{1t} + \lambda_2 x_{2t} + \dots + \lambda_m x_{mt} + \delta_1 x_{1t}^2 + \delta_2 x_{2t}^2 + \dots + \\ & + \delta_m x_{mt}^2 + \alpha_{12} x_{1t} x_{2t} + \alpha_{13} x_{1t} x_{3t} + \dots + \alpha_{1m} x_{1t} x_{mt} + \\ & + \alpha_{23} x_{2t} x_{3t} + \dots + \alpha_{m-1m} x_{m-1t} x_{mt} + v_t \end{aligned}$$

qiymətləndirilməsi.

Bu əməliyyatlar icra edildikdən sonra köməkçi reqressiya tənliyinin R^2 determinasiya əmsalı hesablanır və $Wh = n \cdot R^2 \sim \chi_{\alpha; k}^2$ statistikasının qiyməti müəyyən edilir. Burada k köməkçi modelin eqzogen faktorlarının sayıdır. Əgər $Wh = n \cdot R^2 < \chi_{\alpha; k}^2$ olarsa, onda modelin qalıqlarında homoskedastiklik vardır. Əks halda sıfır hipotezi qəbul edilmir və ilkin modelin qalıqlarında qeteroskedastikliyin olması qəbul edilir. Bəzən ilkin modelin parametrləri kifayət qədər çox olduqda Vayt testində cərpaz vuruqlardan istifadə etməmək də olur. Bundan başqa χ^2 böyük həcmli yığımlar tələb etdiyindən müşahidələrin sayı az olduqda F statistikadan istifadə etmək və qalıqların homoskedastik haqqında sıfır hipotezini yoxlamaq əvəzinə köməkçi modelin determinasiya əmsalının statistik əhəmiyyətsiz olması haqqında hipotezi yoxlamaq olar. Baxdığımız (3.10) modelində təsadüfi kənarlaşmaların homoskedastikliyi haqqında hipotezi yoxlamaq üçün

$$\begin{aligned} e_t^2 = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{İ. Ə.} + \gamma_2 \text{İ. Ə.}_1^2 + \gamma_3 Q. D. + \gamma_4 Q. D._1^2 + \gamma_5 MƏŞ. + \gamma_6 MƏŞ._1^2 \\ & + \gamma_7 MUZ. + \gamma_8 MUZ._1^2 + u_t \end{aligned}$$

şəkilli köməkçi modeli quraq:

<i>Регрессионная статистика</i>	
Множественный R	0,764705
R-квадрат	0,584774
Нормированный R-квадрат	0,307957
Стандартная ошибка	0,008235
Наблюдения	21

<i>Дисперсионный анализ</i>					
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
Регрессия	8	0,001146	0,000143	2,112492	0,117305
Остаток	12	0,000814	6,78E-05		
Итого	20	0,00196			

	<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	<i>Нижние 95%</i>	<i>Верхние 95%</i>
Y-пересечение	-0,79031	0,68365	-1,15601	0,270173	-2,27986	0,699237
İ.Ə.	0,00045	0,000386	1,165304	0,266537	-0,00039	0,001292
İ.Ə.^2	-6E-08	4,77E-08	-1,25171	0,234526	-1,6E-07	4,42E-08
Q.D,	-3,2E-05	8,53E-05	-0,37182	0,71651	-0,00022	0,000154
Q.D.^2	1,19E-08	1,7E-08	0,697263	0,498925	-2,5E-08	4,9E-08
MƏŞ.	0,002929	0,003729	0,785518	0,447383	-0,0052	0,011054
MƏŞ.^2	-4,3E-05	3,72E-05	-1,14565	0,274274	-0,00012	3,84E-05
MUZ.	-0,00015	0,000463	-0,32595	0,750079	-0,00116	0,000858
MUZ.^2	6,3E-08	1,76E-07	0,35866	0,72608	-3,2E-07	4,46E-07

Modelin təsadüfi kənarlaşmalarının homoskedastikliyi haqqında hipotezi Vayt testinin köməyi ilə yoxlamaq üçün $Wh = n \cdot R^2$ statistikasının qiymətindən istifadə edəcəyik. χ^2 paylanması kritik qiymətləri cədvəlindən $\chi^2_{0,05}(8) = 15,51$ olduğu müəyyən edilir. $Wh = 21 \cdot 0,5848 = 11,696 < 15,51 = \chi^2_{0,05}(8)$ olduğundan qalıqların homoskedastikliyi haqqında sıfır hipotezi qəbul edilir, yəni (3.11) reqressiya modelində təsadüfi kənarlaşmaların qeteroskedastikliyin olmaması haqqında qərar qəbul edilir.

Bu hipotezin doğruluğunu Vayt testinin Fişer paylanması variantı üzrə yoxlayaq. $\alpha = 0,05$ əhəmiyyətlik səviyyəsi və $v_1 = m = 8, v_2 = n - m - 1 = 21 - 8 - 1 = 12$ sərbəstlik dərəcələrinin sayı üçün $F_{krit} = 2,85$. $F_{mü\check{s}} = 2,11 < 2,85 = F_{krit}$

olduğundan təsadüfi kənarlaşmaların qeteroskedastikliyin olmaması haqqında qərar bir daha təsdiqlənir.

Vayt testinin köməyi ilə ekonometrik modelin təsadüfi kənarlaşmaları haqqında hipotezlərin yoxlanması zamanı alınmış nəticələrin dəqiqlənməsi üçün Park testindən istifadə etmək olar. Qeyd edək ki, bu test qeteroskedastikliyin forması haqqında fikir yürütməyə imkan verir. Fərz edilir ki, σ_t^2 dispersiyası x_j dəyişəninin t -ci qiymətinin funksiyasıdır. R. Park öz testində aşağıdakı loqoritmik asılılıqdan istifadə etmişdir.

$$\ln \sigma_t^2 = \ln \sigma^2 + k \ln x_{jt} + u_t$$

Beləliklə, kənarlaşmaların σ_t^2 dispersiyasının sabitliyi haqqında fərziyyənin yoxlanması $\ln \sigma_t^2$ və $\ln x_{jt}$ arasındakı asılılığın əhəmiyyətliliyinin yoxlanmasına gətirilir. σ_t^2 dispersiyalarının qiymətləri bir qayda olaraq məlum olmur, odur ki, praktiki hesablamalarda onları e_t^2 kənarlaşmaların kvadratları qiymətləri ilə əvəz edirlər. Park testinin tətbiqi aşağıdakı ssenari üzrə aparılır.

1. İlk regressiya tənliyi qiymətləndirilir, daha doğrusu regressiya tənliyi qurulur.
2. Hər bir müşahidə üçün $\ln e_t^2 = \lambda_0 + \lambda_1 \ln x_t + u_t$ köməkçi regressiya qiymətləndirilir.
3. e_t^2 əmsalının statistik əhəmiyyətliliyi qiymətləndirilir. Əgər λ_1 əmsalı əhəmiyyətlidirsə deməli loqarifmlər arasında əlaqə vardır, daha doğrusu ilkin modelin qalıqları arasında qeteroskedastik mövcuddur.

$\ln X_i$ əmsalının əhəmiyyətliliyi aşağıdakı hipotizə görə yoxlanılır.

$H_0: \lambda_1 = 0 \Rightarrow P > \alpha (= 0,1 \text{ və ya } 0,05 \text{ və ya } 0,01)$ homoskedastik var

$H_0: \lambda_1 \neq 0 \Rightarrow P < \alpha (= 0,1 \text{ və ya } 0,05 \text{ və ya } 0,01)$ qeteroskedastiklik var

(3.11) modelində qalıqların heteroskedastikliyin olmasını Park testinin köməyi ilə yoxlayaq. Əvvəlcə bu modelin təsadüfi kənarlaşmaları üçün aşağıdakı köməkçi modeli quraq

$$\ln e_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \ln \dot{I}. \Theta. + u_t$$

$$\ln e_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \ln QD. + u_t$$

$$\ln e_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \ln M\Theta\$. + u_t$$

$$\ln e_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \ln MUZ. + u_t$$

(3.11) modeli çoxregressiyalı model olduğu üçün köməkçi modeli idarəedici paramütrlərin hər biri üçün qurmalıyıq.

Birinci köməkçi modeldə iqtisadiyyatda məşğul olan əhalinin (İ.Ə.) sayına görə apardığımız təhlil üçün

$$\ln e_t^2 = -78,669 + 8,7434 \ln \text{İ.Ə.} + u_i$$

(P) (0,16) (0,19)

alınmışdır. Bu əmsal üçün (hər üç əhəmiyyətlik səviyyəsinə görə)

$$P = 0,19 > 0,1 = \alpha$$

$$P = 0,19 > 0,05 = \alpha$$

$$P = 0,19 > 0,01 = \alpha$$

Deməli, iqtisadiyyatda məşğul olan əhalinin (İ.Ə.) sayı göstəricisi üçün H_0 hipotezi qəbul edilir.

İkinci köməkçi modeldə qeyri-dövlət sektorunda çalışan (Q.D.) əhalinin sayına görə apardığımız təhlil üçün

$$\ln e_t^2 = -26,8497 + 2,6408 \ln Q.D. + u_i$$

(P) (0,17) (0,28)

alınmışdır. Bu əmsal üçün (hər üç əhəmiyyətlik səviyyəsinə görə)

$$P = 0,28 > 0,1 = \alpha$$

$$P = 0,28 > 0,05 = \alpha$$

$$P = 0,28 > 0,01 = \alpha$$

Deməli, qeyri-dövlət sektorunda çalışan (Q.D.) əhalinin sayı göstəricisi üçün H_0 hipotezi qəbul edilir.

Üçüncü köməkçi modeldə məşğulluq orqanlarında rəsmi işsiz statusu alan (MƏŞ.) əhalinin sayına görə apardığımız təhlil üçün

$$\ln e_t^2 = 7,2781 - 3,5581 \ln MƏŞ. + u_i$$

(P) (0,40) (0,14)

alınmışdır. Bu əmsal üçün (hər üç əhəmiyyətlik səviyyəsinə görə)

$$P = 0,14 > 0,1 = \alpha$$

$$P = 0,14 > 0,05 = \alpha$$

$$P = 0,14 > 0,01 = \alpha$$

Deməli, məşğulluq orqanlarında rəsmi işsiz statusu alan (MƏŞ.) əhalinin sayı göstəricisi üçün H_0 hipotezi qəbul edilir.

Dördüncü köməkçi modeldə iqtisadiyyatda muzzla işləyənləyən (MUZ.) əhalinin sayına görə apardığımız təhlil üçün

$$\ln e_t^2 = -68,3973 + 8,6612 \ln MUZ. + u_i$$

$$(P) \quad (0,09) \quad (0,12)$$

alınmışdır. Bu əmsal üçün (hər üç əhəmiyyətlik səviyyəsinə görə)

$$P = 0,12 > 0,1 = \alpha$$

$$P = 0,12 > 0,05 = \alpha$$

$$P = 0,12 > 0,01 = \alpha$$

Deməli, iqtisadiyyatda muzzla işləyənləyən (MUZ.) əhalinin sayı göstəricisi üçün H_0 hipotezi qəbul edilir.

Beləliklə, tətbiq etdiyimiz bütün testlər göstərdi ki, (3.11) baza modelində qalıqların homoskedastikiliyi haqqında sıfır hipotezi ödənilir, daha doğrusu bu model təsadüfi kənarlaşmaların qeteroskedastikliyinə yoluxmamışdır və kifayət qədər keyfiyyətli hesab oluna bilər.

Nəticə

Magistr dissertasiyasında yerinə yetirilmiş nəzəri və praktiki tədqiqatlar aşağıdakı nəticələrə gəlməyə imkan vermişdir:

1. Ölkəmizdə formalaşmış bazar iqtisadiyyatı modelində cəmiyyətdə sosial inkişafın səviyyəsini, iş təklif edənlərin, işçilərin, dövlətin və həmkarlar təşkilatlarının şəxsi maraqlarının balansını əks etdirən əmək bazarı xüsusi yer tutur. Başqa sözlə desək, əmək bazarı-əmək münasibətləri sistemidir.

2. Ümumdünya maliyyə böhranının Azərbaycan iqtisadiyyatına göstərdiyi təsir sosial həyatda işsizlərin sayının artmasına gətirib çıxartmışdır. Odur ki, əmək bazarının optimal idarə edilməsi və etibarlı proqnozlaşdırılması strategiyalarının qurulması müasir dövrdə prioritetli problemlərdən biri kimi qiymətləndirilməlidir.

3. Tədqiqatlar göstərir ki, ölkəmizdə həyata keçirilən iqtisadiyyatın şaxələnməsi və qeyri – neft sektorunun və turizmin inkişafına üstünlüyün verilməsi əmək bazarında işə götürənlərin strukturunda müəyyən dəyişikliklər doğuracaqdır. Odur ki, bu bazarda işçi qüvvəsinə olan tələb və təklifin nisbətinin tənzimlənməsi və onun optimal parametrlərinin müəyyən edilməsi əmək bazarını optimal davranış vektorunun komponentlərindən biri kimi çıxış edir.

4. Əmək bazarının optimal davranış və inkişaf strategiyalarının müəyyən edilməsində istifadəsi mümkün olan riyazi modellərə optimallaşdırma modellərini, ekonometrik modelləri və imitasiya modellərini aid etmək olar.

5. Əmək bazarının göstəriciləri arasındakı asılılıqların tədqiqi və proqnozlaşdırılmasında həm cüt reqressiya modellərindən, həm də çox reqressiya modellərindən geniş istifadə olunur. Bu modellərin qiymətləndirilməsi mexanizmi olaraq ən kiçik kvadratlar metodu, determinasiya əmsalı, Fişer əmsalı, Darbin – Uotson əmsalı və s. çıxış edir.

6. Magistr dissertasiyasında əmək bazarında yeni iş yerlərinin açılmasına(Y.Y.) iqtisadiyyatda məşqul əhalinin sayı(İ.Ə.), dövlət sektorunda məşqul olan əhalinin sayı(D.S.) və qeyri dövlət sektorunda məşqul olan əhalinin sayı(Q.D.) kimi izahediçi faktorların avtonom təsirlərinin reqressiya təhlili aparılmış və aşağıdakı cüt reqressiya tənlikləri alınmışdır:

$$Y.Y. = -214,41 + 0,0688\dot{I}. \dot{\Theta}.$$

$$Y.Y. = 161,31 - 0,0713D.S.$$

$$Y.Y = -46,011 + 0,041Q.D.$$

Bu tənliklərin R^2 - determinasiya əmsalına görə tədqiqi göstərir ki, 1 – ci və 3 – cü tənliklər informasiya bazasına adekvatdır və proqnozlaşdırma üçün əsasən yararlıdır, 2 – ci reqressiya tənliyi isə statistik əhəmiyyətsizdir.

7. Dissertasiya işində əmək bazarında yeni iş yerlərinin açılması göstəricisinin izahedici dəyişənlər olaraq seçilmiş iqtisadiyyatda məşğul əhalinin (İ.Ə.) sayından, qeyri - dövlət sektorunda məşğul olan əhalinin (Q.D.) sayından, məşğulluq orqanlarında rəsmi işsiz statusu alan şəxslərin (MƏŞ) sayından və iqtisadiyyatda muzzla işləyən əhalinin (MUZ) sayından birgə asılılığının reqressiya təhlili aparılmış və son nəticədə əlavəli model olaraq aşağıdakı çoxreqressiya tənliyi alınmışdır:

$$\widehat{Y\dot{Y}} = -1002,37 + 0,2713\dot{I}. \dot{\Theta}. - 0,1218Q.D. + 4,50M\dot{\Theta}\dot{\Sigma}. + 0,0769MUZ.$$

Alınmış reqressiya tənliyinə görə ölkə üzrə iqtisadiyyatda məşğul olan əhalinin sayı, məşğulluq orqanlarında rəsmi işsiz statusu almış əhalinin sayı və muzzla işləyən əhalinin sayı yeni iş yerlərinin açılmasına artma istiqamətində, qeyri – dövlət sektorunda işləyənlərin sayı isə azalma istiqamətində təsir göstərir. Bu təsirlərin kəmiyyət xarakteristikaları reqressiya tənliyinin əmsallarının qiymətlərinə əsasən müəyyən edilir.

8. Qurulmuş xətti çoxreqressiya modelinin statistik əhəmiyyətliyi Qoldfeld – Kvant testi və Vayt testinin köməyi ilə yoxlanmış və müəyyən edilmişdir ki, bu model üçün qalıqların homoskedastikliyi haqqında H_0 hipotezi ödənilir. Daha doğrusu, bu model təsadüfi kənarlaşmaların heteroskedastikliyə yoluxmamışdır və əmək bazarı göstəricilərinin tədqiqi və proqnozlaşdırılması üçün kifayət qədər etibarli mexanizm hesab oluna bilər.

ƏDƏBİYYAT

1. Azərbaycan Respublikasının Dövlət Statistika Komitəsinin hesabatları və İqtisadi İnkişaf Nazirliyinin proqnoz göstəriciləri. İllik məcmuələr.
2. Azərbaycan Respublikasının Konstitutsiyası. Bakı, 1995
3. Azərbaycan Respublikasının Dövlət Statistika Komitəsinin göstəriciləri. Statistik məcmu. Bakı, 2015
4. Əmək bazarı DSK statistik məcmuəsi Bakı, 2016
5. Hacızalov Y.İ., Sadıqov Ş.M. İqtisadi sistemlərin riyazi modelləşdirilməsi. Bakı, 2015
6. Hacızalov Y.İ., Kərimova Y.R., Hüseynova L.N. Ekonometrika. Bakı, 2013
7. Hacızalov Y.İ., Zeynalov M.Y. İqtisadi kibernetika. Bakı, 2012
8. Hacızalov Y.İ., Zeynalov M.Y. İdarəetmə sistemlərinin qurulması. Bakı, 1995
9. Həsənli Y.H., Həsənov R.T. İqtisadi tədqiqatlarda riyazi üsulların tətbiqi. Bakı, 2002
10. Hüseynova L.N. Əmək bazarının riyazi modelləşdirilməsi və proqnozlaşdırılması məsələsinin qoyuluşu “Kooperasiya” elmi – praktiki jurnal. №3 (38) 2015 səh.
11. Hüseynova L.N. Əmək bazrının optimal davranışı və inkişafı strategiyalarının qurulması məsələsinin qoyuluşu. AMEA İqtisadiyyat İnstitutu “Elmi əsərlər” toplusu elmi-praktiki jurnal. № 1, Bakı, 2016 səh. 139-144
12. İsgəndərov A.D., Həsənli Y.H., Sadıqova A. Optimallaşdırma üsullarının iqtisadi məsələlərə tətbiqi. Bakı, 2012
13. Бородин С.А. Эконометрика. Минск, 2006
14. Васенкова Е.М., Абакумова Ю.Г., Бокова С.Ю. Практикум по эконометрике. Минск, 2015
15. Балаш В.А., Харламов А.В. Эконометрика. Саратов, 2008.