



Rəvanə İskəndər qızı Davudova

UOT: 338.001.36; JEL: B16.

Azərbaycan Respublikası nümunəsində ev təsərrüfatlarının istehlakı, ÜDM və dövlət gəlirləri arasında qarşılıqlı əlaqələrin vec modeli vasitəsi ilə qiymətləndirilməsi

Xülasə

Məqalə zaman sıralarının müasir ekonometrik yanaşmaların tətbiqi ilə analizinə həsr edilmişdir. Bu məqsədlə sıraların stasionarlığı, multikollinearlığı, kointegrasiya əlaqələri araşdırılmış, xətalərin korreksiyasının vektor (Vector error correction – VEC) modeli qurulmuş, modelin xətalərinin avtokorrelyasiyası, heteroskedastikliyi, paylanma funksiyası ətrafı analiz olunmuşdur. Təhlillər Azərbaycan Respublikası Mərkəzi Bankı və Dövlət Statistika Komitəsinin 2006-2017-ci illər üçün statistikasına əsasən MathWorks Matlab Software 2017-a mühitinin Econometrics Toolbox paketinin tətbiqi ilə aparılmışdır.

Açar sözlər: zaman sıraları, stasionarlıq, multikollinearlıq, kointegrasiya, VEC modeli, avtokorrelyasiya, heteroskedastiklik, paylanma funksiyası

Giriş

Ev təsərrüfatları iqtisadiyyatın və bazar münasibətlərinin mühüm subyektlərindən biri kimi çıxış etməklə yanaşı, bütövlükdə iqtisadiyyata əhəmiyyətli təsir göstərən amil kimi özünü büruzə verir. Ev təsərrüfatları – iqtisadi resursların başlıca təchizatçısı və tədarükçüsü olub, iqtisadi rifahın əsas istehlakçısı və ölkədə yığının mühüm mənbəyi kimi çıxış edir. Müasir iqtisadiyyat elmi ev təsərrüfatlarını vəziyyəti makrosəviyyədə milli iqtisadiyyata təsir göstərən müəyyən iqtisadi vahidlər toplusu kimi nəzərdən keçirir. Ev təsərrüfatlarının iqtisadi fəaliyyətinin makrogöstəricilər sistemində araşdırılması, milli gəlir və ümumdaxili məhsulla qarşılıqlı təsirlərinin öyrənilməsi xüsusi əhəmiyyət daşıyır. Ev təsərrüfatlarının şəxsi istehlak və istehsal fəaliyyətinə yönəldilən pul vəsaitləri və yığımı ev təsərrüfatlarının xərclərini təşkil edir. Ərzaq və qeyri-ərzaq məhsullarının alınması və xidmətlərin ödənişlərinə çəkilən xərclər ev təsərrüfatlarının istehlak xərclərini təşkil edir. Ev təsərrüfatlarının istehlak xərcləri ümumdaxili gəlirdən, xidmətlərdən, pul kütləsindən və s. dən asılıdır. Keyns hesab edirdi ki, ev təsərrüfatının gəliri artdıqca, onun istehlakı sərf edilən hissəsi azalır, yığma sərf edilən hissəsi isə artır [1]. Məcmu tələb funksiyasını təyin edən iqtisadi amilləri aşkar etməyə imkan verən pul-əmtə bazarının tarazlıq modeli olan IS-LM modelinin əsas tənliklərindən biri

$$C = a + b(Y - T)$$

şəklindədir və ev təsərrüfatlarının istehlakının (C), ümumdaxili məhsul- ÜDM (Y) və dövlət gəlirlərinin (T) fərqi əsasında empirik xətti asılılığın əsaslandırılması [1,2]. [3]-də ev təsərrüfatının istehlakı, ümumdaxili məhsul və zaman amili arasında asılılıq araşdırılmışdır. Asılılıq Azərbaycan Respublikasının Dövlət Statistika Komitəsinin 2006-2017-ci illər üçün rüblük göstəriciləri əsasında reqressiya analizi çərçivəsində öyrənilmiş, qurulmuş modelin adekvatlığı Fişer və Student meyarları əsasında təhlil edilmiş, modelin xətalərinin – qalıqların avtokorrelyasiyası və onların paylanması öyrənilmişdir. Məlumdur ki, iqtisadi dəyişənlərə uyğun zaman sıralarının stasionar olmadığı halda, ənənəvi üsullarla qurulan reqressiya modelləri determinasiya əmsalı, Fişer və qurulmuş modelin əmsallarının t-Student meyarı mənada əhəmiyyətli olsa da, əslində isə nəticə “yalançı reqressiyalar” kimi qiymətləndirilə bilər. Odur ki, stasionar olmayan sıraları ənənəvi reqressiya analizini tətbiqi ilə təhlil etmək olmaz. Bu halda müasir ekonometrik təhlil vasitələrinin və yanaşmalarının tətbiqinə ehtiyac əmələ gəlir.

Metodologiya

Zaman sırası dedikdə, ardıcıl bərabər zaman aralıklarında tədqiq edilən təsadüfi kəmiyyətin aparılmış müşahidə qiymətlərinin ardıcılığı başa düşülür. Belə müşahidələr ayrılıqda sıranın səviyyələri adlanır və $y_t, t = 1, 2, \dots, n$ kimi işarə edilir, burada n – səviyyələrin sayıdır. Müasir ekonometrik yanaşmalarda nəticə-asılı-endogen dəyişənin izahedici-sərbəst-eksogen dəyişənlərdən asılılığı bir sıra xüsusiyyətlərin – stasionarlıq kointeqrasiya asılılığı, səbəb-nəticə və multikollinearlıq münasibətləri, modelin qalıqlarının avtokorrelyasiyası, heteroskedastikliyi, paylanması və s.-nin araşdırılmasını tələb edir [4-8]. Ən kiçik kvadratlar üsulu ilə qurulan reqressiya tənliyinin parametrlərinin əmsallarının bütün mümkün nəticələrdən ən yaxşısının olması üçün təsadüfi hədd aşağıda göstərilən altı şərti – Qauss-Markov şərtlərini ödəməlidir.

Teorem (Qauss-Markov). Reqressiya tənliyinin parametrlərinin ən yaxşı qiymətləndirilməsi aşağıdakı şərtlərə ciddi riayət etməklə ola bilər:

- ✓ Bütün müşahidələr üçün təsadüfi ε_i xətalalarının riyazi gözləməsi sıfır bərabərdir: $M(\varepsilon_i) = 0$. Bu şərt, orta hesabla, təsadüfi xətalaların asılı dəyişənə təsir göstərmədiyini; təsadüfi hədd müsbət və ya mənfi qiymətlər əlsə belə, o, sistemətik dəyişmələrə malik olmamalıdır.
- ✓ Təsadüfi xətalərin dispersiyası istənilən $\forall i$ müşahisi üçün sabitdir: $D(\varepsilon_i) = \sigma^2 = \text{const}$. Xətalərin dispersiyasının müşahidənin nömrəsindən asılı olmaması *homoskedastiklik* adlanır. Bunun əksi isə *heteroskedastiklik* adlanır. Dispersiyanın tərifinə görə,

$$D(\varepsilon_i) = M(\varepsilon_i - [M(\varepsilon_i)])^2 = M(\varepsilon^2) = \sigma^2.$$

- ✓ $\forall i, j$ müşahidələri üçün ε_i və ε_j təsadüfi xətaləri bir-birindən asılı deyil. Bu fərziyyənin doğruluğu istənilən təsadüfi xətalər arasında sistemətik əlaqənin mövcud olmadığını nəzərdə tutur. İstənilən təsadüfi xətanın qiyməti və işarəsi digər xətanın qiymət və işarəsinə səbəb ola bilməz. Bu fərziyyənin doğruluğunu, riyazi olaraq,

$$\sigma = \begin{cases} 0, & i \neq j \text{ olduqda} \\ \sigma_{\varepsilon}^2, & i = j \text{ olduqda} \end{cases}$$

kimi yazmaq olar və bu halda qalıqların avtokorrelyasiyasının olmadığını demək olar.

- ✓ Təsadüfi xəta izahedici dəyişəndən asılı olmamalıdır. Bu şərti

$$\sigma_{\varepsilon_i x_i} = M[(\varepsilon_i - M(\varepsilon_i))(x_i - M(x_i))] = M(\varepsilon_i, x_i) = 0$$

kimi vermək olar. Qeyd edək ki, bu fərziyyənin yerinə yetirilməsi ekonometrik modellər üçün o qədər də kritik deyil.

- ✓ İzahedici –sərbəst dəyişənlər arasında multikollinearlıq yoxdur. Bu, izahedici dəyişənlər arasında güclü xətti asılılığın olmaması mənasını verir.

- ✓ $\varepsilon_i, i = 1, 2, \dots$ təsadüfi xətaləri normal paylanmaya malikdir.

Zaman sırasının stasionarlığı və inteqrallana bilməsi

Əgər sıranın əsas ədədi xarakteristikaları olan riyazi gözləmə, dispersiya və avtokovariasiyası zamandan asılı olaraq dəyişmərsə, belə zaman sırası *stasionar* adlanır (4, s. 381; 5, s.5). Riyazi şəkildə ifadə etmək üçün birinci tərtib

$$y(t) = \alpha y(t-1) + \varepsilon(t)$$

avto reqressiya modelini nəzərdən keçirək. Əgər α -əmsalı $-1 < \alpha < 1$ şərtini ödəyirsə, onda $y(t)$ sırası *stasionar*, $\alpha = 1$ olduqda isə *vahid kökə malik sıra* adlanır.

Zaman sırası əsasında modeli seçmək və proqnozlaşdırma aparmaq üçün sıranın stasionarlıq nöqtəyi-nəzərindən tipini müəyyən etmək lazımdır. Verilmiş zaman sırasının stasionarlığını müəyyənləşdirmək üçün “vahid kök testləri” adlanan Diki-Fuller (DF),



genişlənmiş Diki-Fuller (ADF), Kvitkovski-Filips-Şmidt-Şin (KPSS) testi, Kolmoqorov-smirnov (kstest), Filip-Perron (PP) və s. testlərindən istifadə edilir.

Verilmiş $u(t) = \{u_t, u_{t-1}, \dots, u_1, u_0\}$ sırasının

$$\begin{aligned} \Delta u_t &= u_t - u_{t-1} \\ \Delta^2 u_t &= \Delta u_t - \Delta u_{t-1} \\ &\dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \\ \Delta^k u_t &= \Delta^{k-1} u_t - \Delta^{k-1} u_{t-1} \end{aligned}$$

kimi fərqlərindən düzəldilmiş sıra stasionardırsa, bu sıraya $s, s = \overline{1, k}$ -tərtibli *inteqrallana bilən sıra* deyirlər və bunu $u(t) \sim I(k)$ şəklində işarə edirlər. Xüsusi halda, stasionar $u(t)$ sırasını $u(t) \sim I(0)$ kimi göstərə bilərik.

Multikollinearlıq

Çoxölçülü reqressiya modelində iki və daha çox eksogen- izahedici (sərbəst) dəyişənin yüksək dərəcəli korrelyasiyası *multikollinearlıq* adlanır. İfrata varsaq, *multikollinearlıq*- izahedici dəyişənlərin xətti asılılığı kimi anlaşıla bilər. Əgər izahedici u və v dəyişənlərinin seçmə korrelyasiya əmsalı $r_{uv} > 0.7$ olarsa, u və v dəyişənlərinin güclü korrelyasiyasının olduğu qəbul edilir. Multikollinearlığın iki növü ayırd edilir:

- ⇒ Ciddi multikollinearlıq - izahedici dəyişənlər, bəzən hətta asılı dəyişən arasında xətti funksional əlaqə olduqda dəyişənlər arasında ciddi multikollinearlıq olduğu qəbul edilir. Ciddi multikollinearlıq reqressiya tənliyində izahedici dəyişənlərin əmsallarını və bu reqressorların asılı dəyişənə təsirini birqiymətli qiymətləndirməyə imkan vermir.
- ⇒ Qeyri-ciddi multikollinearlıq - izahedici dəyişələr, bəzən hətta asılı dəyişən arasında güclü korrelyasiya əlaqəsi olduqda onlar arasında qeyri-ciddi multikollinearlıq olduğu qəbul edilir. Bu halda izahedici dəyişələr arasındakı əlaqə korrelyasiya əlaqəsidir.

Kointeqrasiya əlaqəsi və kointeqrasiya rəngi

Kointeqrasiya dedikdə, zaman sıralarının iki və daha artıq səviyyələrində səbəb-nəticə asılılıqları başa düşülür ki, bu asılılıq onların eyni və ya əks istiqamətli tendensiyası və ya təsadüfi dalğalanma şəklində ifadə olunur. Əgər iki zaman sırasının xətti kombinasiyası stasionar sıradırsa, (yəni sıra yalnız təsadüfi komponentə malikdir və uzun zaman aralığında dispersiyası sabitdir) onda bu iki sıra arasında kointeqrasiya əlaqəsinin mövcud olduğu qəbul edilir.

$u(t) = \{u_0, u_1, \dots, u_{t-1}, u_t\}$ və $w(t) = \{w_0, w_1, \dots, w_{t-1}, w_t\}$ zaman sıralarının kointeqrasiyası haqqında hipotez testlərindən biri Engle-Qranger (Engle-Granger) meyarıdır. Bu kriterinin tətbiq edilmə algoritmini verə bilərik:

- ✓ $u(t)$ və $w(t)$ sıraları arasında kointeqrasiyanın yoxluğu haqqında sıfır hipotez (HO) irəli sürülür.
- ✓ $\Delta \varepsilon_t = b_0 + b \varepsilon_{t-1}$ şəkilli reqressiyanın b_0 və b parametrləri hesablanır, belə ki, burada $\Delta \varepsilon_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$ - modelin qalıqlarının birinci tərtib sonlu fərqləridir.
- ✓ Reqressiyanın b_0 əmsalı üçün t-meyarının faktik qiyməti müəyyən edilir.
- ✓ t-meyarının faktik qiyməti Engle və Qranger tərəfindən 1,5 və 10% əhəmiyyətlik dərəcəsi üçün hesablanmış τ statistikasının kritik qiyməti ilə müqayisə edilir.

Əgər verilmiş α əhəmiyyətlik dərəcəsi üçün faktik t qiyməti kritik τ qiymətindən böyük olarsa, tədqiq edilən $u(t)$ və $w(t)$ zaman sıraları arasında kointeqrasiyanın olmaması haqqında sıfır hipotez rədd edilir və $u(t)$ və $w(t)$ zaman sıraları arasında kointeqrasiyanın varlığı haqqında alternativ H1 hipotezi $(1 - \alpha)$ ehtimalı ilə qəbul edilir. Əks halda isə, yəni faktik t qiyməti kritik τ qiymətindən kiçik olarsa, $u(t)$ və $w(t)$ sıraları arasında kointeqrasiyanın olmaması haqqında HO sıfır hipotezi qəbul edilir.

VEC (Vector Error Corection) modelləri

Xətalarnın korreksiyasının vektor modelləri (VEC) - aralarında kointeqrasiya əlaqəsi olan bir tərtibdən inteqrallana bilən I(1)qeyri-stasionar zaman sıraları arasında asılılığı təsvir edən modellərin qurulması üsuludur. VEC modelində qısamüddətli dinamika dəyişənlər arasındakı uzunmüddətli asılılıqdan olan yayınmadan asılı olaraq korreksiya olunur. Xətalarnın korreksiya edilməsi dəyişənlər arasında uzunmüddətli asılılığın baş verməsini təmin edir. Kointeqrasiya həddi xətalarnın düzəldilməsi həddi kimi qəbul edilir və uzunmüddətli tarazlıqdan yayınmalar qısamüddətli korreksiyalar vasitəsi ilə düzəldilir (korreksiya olunur).

Modelin qalıqlarının təhlili

Avtokorrelyasiya (ACF) və xüsusi avtokorrelyasiya (PACF)

Verilmiş $u(t) = \{u_0, u_1, \dots, u_{t-1}, u_t\}$ sırasının müxtəlif hədləri, daha dəqiq ifadə etsək, cari və əvvəlki səviyyələri (laqlar) arasındakı korrelyasiya asılılığı avtokorrelyasiya adlanır. Zaman laqının qiyməti avtokorrelyasiya əmsalının tərtibini müəyyən edir. Əgər n -ci və $(n - k)$ -ci səviyyəyə uyğun qalıqlar arasında korrelyasiya əlaqəsi varsa, onda zaman laqı $lag = k$ qəbul edilir. Avtokorrelyasiya əmsalının zaman laqının qiymətindən asılılığını ifadə edən funksiya *avtokorrelyasiya funksiyası (ACF)* adlanır. ACF qrafik olaraq *korreloqram* vasitəsi ilə təsvir edilir. X oxu üzərində avtokorrelyasiya əmsalının tərtibi göstərilir, yəni $x = k$ olduqda, $\{u_s\}$ və $\{u_{s-k}\}$ sıraları arasındakı avtokorrelyasiya əmsalının qiymətini göstərir. Riyazi olaraq, ACF korreloqramı

$$ACF = (k, R(\{u_s\}, \{u_{s-k}\})),$$

nöqtələrinin həndəsi yeridir, burada $R(\{u_s\}, \{u_{s-k}\})$ - korrelyasiya əmsalıdır.

Xüsusi avtokorrelyasiya funksiyası (Partial AutoCorrelation Function-PACF) adi avtokorrelyasiya funksiyasına nəzərən daha əsaslı funksiya olub, dəyişənin u_t cari qiyməti ilə əvvəlki $u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-k}$ qiymətləri arasındakı korrelyasiya asılılığını qiymətləndirir və

$$\varphi_\tau = \begin{cases} r_1 \\ \frac{r_\tau - \sum_{j=1}^{\tau-1} \varphi_{\tau-1,j} r_{\tau-j}}{1 - \sum_{j=1}^{\tau-1} \varphi_{\tau-1,j} r_j}, \tau = 2, 3, \dots \end{cases}$$

kimi hesablanır. ACF və PACF-in qrafikləri əsasında zaman sırasının strukturu haqqında mühakimə yürütmək olar. Belə ki, stasionar stoxastik zaman sıraları üçün bütün avtokorrelyasiya əmsalları sıfırın etibarlılıq intervalından kənara çıxmamalıdır. Avtokorrelyasiya və xüsusi avtokorrelyasiyanın olduğunu Darbin-Uotson, Lyung-Boksun Q-testi və s. testləri vasitəsi ilə yoxlamaq olar.

Heteroskedastiklik

Ən kiçik kvadratlar üsulu ilə reqressiya modelləri qurarkən modelin təsadüfi xətalarnın xüsusiyyətləri ilə bağlı olan məsələlərə ciddi fikir vermək lazım gəlir. Belə ki, reqressiya əmsallarının qiymətləri reqressiya tənliyinin təsadüfi həddindən birbaşa asılıdır. Keyfiyyətli qiymətlərin alınması üçün Qauss-Markov şərtlərinin yerinə yetirilməsi zəruridir, bu şərtlərin pozulduğu halda modelin əmsalları pis statistik xüsusiyyətlərə malik olur. Qauss-Markov teoreminin əsas şərtlərindən biri təsadüfi meyllərin-modelin qalıqlarının dispersiyasının sabit olmasıdır:

$$\forall i, j \text{ üçün } D(\varepsilon_i) = D(\varepsilon_j) = \sigma^2.$$

Bu şərtin ödənilməsi homoskedastiklik, ödənilməməsi isə heteroskedastiklik adlanır.

Problemin həlli

Məqalədə ÜDM-Y, vergi gəlirləri-T və ev təsərrüfatının istehlak xərcləri - C arasında asılılıq MatWorks MATLAB Software 2017a mühitinin Econometrics Toolbox paketində



araşdırılmışdır. Bu asılılığı qiymətləndirmək üçün 2010-2017-ci illəri əhatə edən dövrün rüblər üzrə göstəricilərindən istifadə edək (Cədvəl 1).

Cədvəl 1.

ÜDM, Dövlət xərcləri və Ev təsərrüfatlarının xərclərinin statistik qiymətləri

İllər	Rüblər	UDM	Dövlət gəlirləri	Ev təsərrüfatlarının xərcləri	İllər	Rüblər	UDM	Gəlirlər	Ev təsərrüfatlarının xərcləri
2010	3	9551.6	2446.2	9629.5	2014	3	13150.7	4482.5	13117.1
	6	19680	4922.7	10771.8		6	28743	9338.9	15292.1
	9	29308	7504.5	10672.2		9	44145.4	14070.6	15870.9
	12	41574.7	11402.5	11391.5		12	58977.8	18400.5	14734
2011	3	10421.1	2768.4	10751.8	2015	3	11525	3938	11538.7
	6	22516.5	5610.8	12326.1		6	26265.1	7806.9	14192.2
	9	34583.1	8978.9	12721.1		9	40678.4	12066.3	14118.1
	12	50069	15700.7	16283		12	54352.1	17153.2	14531
2012	3	12289.1	3487.8	12964.6	2016	3	125,887	36,785	12,817
	6	25861.3	8134.3	13090.3		6	270,023	61,338	15,187
	9	39760.6	12521	14235.1		9	434,363	101,031	15,764
	12	53995	17281.6	14453.7		12	599,877	175,012	16,657
2013	3	12946.6	4669.4	12917.5	2017	3	152,297	35,915	15,440
	6	27202	9524.5	13919.2		6	313,106	77,228	17,505
	9	42748	14330.1	15466		9	500,673	120,451	18,441
	12	57708.2	19494.6	15879.3		12	701,351	164,469	18,750

Mənbə: AR MB Statistik Bülletenləri və ARDSK (2011-2017-ci illər üzrə)

Stasionarlığın araşdırılması

Əvvəlcə bu zaman sıralarının stasionarlığı və onların inteqrallana bilmə (zaman sıralarının elementlərinin k-tərtibli sonlu fərqlərindən düzəlmiş sıranın stasionarlığı verilmiş zaman sırasının “k-tərtibli inteqrallana bilməsi” adlanır) xüsusiyyətini araşdıraq. Bu (Y,T,C) sıralarının özlərinin və ya eyni tərtibdən sonlu fərqlərinin stasionarlığının müəyyənləşdirilməsinə əsaslanır. Bu məqsədlə i10test əmrindən istifadə edək. Bu test stasionarlığı Kvatkovski-Filips-Şmidt-Şin (KPSS), inteqrallanmanı isə genişlənmiş Diki-Fuller (ADF) testi əsasında müəyyən edir (Cədvəl 2). Qeyd edək ki, KPSS testinin sıfır (HO) hipotezi “Vahid kök yoxdur.”(bu sıranın stasionarlığı deməkdir), uyğun olaraq, alternativ H1 hipotezi isə “Vahid kökə malikdir” şəklində; ADF testinin sıfır (HO) hipotezi “Vahid kökün varlığından imtina etmək olmur” (bu sıranın stasionar olmadığını göstərir), uyğun olaraq, H1 hipotezi isə “Vahid kökün varlığından imtina edilir” (bu isə sıranın stasionar olduğunu göstərir) şəklindədir.



Cədvəl 2-nin I(O) (stasionarlıq) sütununda Y, T və C sətirlərinin qarşısında duran 1-lər 95% əminliklə KPSS-in HO hipotezindən imtina olunduğunu və H1 hipotezinin qəbul edildiyini göstərir. Bunlar Y, T və C zaman sıralarının stasionar olmadığını göstərir. Analoji qaydada, Y, T və C sətirlərinə uyğun I(1) (inteqrallana bilmə) sütununda duran sıfırlar (0) 95% əminliklə ADF testinin HO hipotezinin qəbul edildiyini göstərir. Eyni zamanda, I(O) (stasionarlıq) sütununda D1Y, D1T və D1C sətirlərinin qarşısında duran sıfırlar (0) KPSS-in HO hipotezinin qəbul olunduğunu göstərir. Bunlar Y, T və C zaman sıralarının 1-ci tərtib sonlu fərqlərindən ibarət sıraların stasionar olduğunu göstərir. Analoji qaydada, D1Y, D1T və D1C sətirlərinə uyğun I(1) (inteqrallana bilmə) sütununda duran vahidlər (1) ADF testinin H1 hipotezinin, uyğun olaraq, $pv_{D1Y} = 1 - 0.0044 = 0.9965$; $pv_{D1T} = 1 - 0.001 = 0.999$; $pv_{D1C} = 1 - 0.001 = 0.999$ ehtimalı ilə qəbul edildiyini göstərir. Beləliklə, Cədvəl 2 əsasında “Y, T və C zaman sıralarının 95% əminliklə 1-ci tərtib inteqrallanan sıralar olduğu” nəticəsini aldıq: $Y, T, C \sim I(1)$. Belə halda verilmiş göstəricilər arasında onların 1-ci tərtib sonlu fərqlərindən istifadə etməklə reqressiya, sıralar arasında kointeqrasiya əlaqəsinin mövcudluğu halında VEC(q), səbəb-nəticə əlaqəsinin mövcudluğu halında isə VAR(q) modelini qurmaq lazım gəlir.

Cədvəl 2.

i10test-in nəticələri

Test Results		
	I(1)	I(0)
Y	0	1
	0.8452	0.0100
D1Y	1	0
	0.0044	0.1000
T	0	1
	0.6779	0.0100
D1T	1	0
	0.0010	0.1000
C	0	1
	0.2537	0.0208
D1C	1	0
	0.0010	0.1000

Multikollinearlığın araşdırılması

Müxtəlif iqtisadi göstəricilərə uyğun dəyişənlərin qarşılıqlı təsirlərini modelləşdirərkən izahedici dəyişənlərin multikollinearlığının olmaması vəziyyəti adekvat təsvir edən modellərin qurulması üçün əhəmiyyətli şərtlərdən biridir. Ev təsərrüfatlarının istehlak xərcləri ÜDM (Y) və dövlət gəlirlərinin (T) qarşılıqlı əlaqələrini araşdırmadan əvvəl onlar arasında multikollinearlığın olub-olmadığını müəyyənləşdirək. Bu məqsədlə collintest əmri ilə icra edilən Belsli kollinearlıq diaqnostikasından istifadə edək (Cədvəl 3):



Cədvəl 3.

Collintest-in nəticələri

sValue	condIdx	C	Y	T
1.5920	1	0.0575	0.0015	0.0014
0.6787	2.3455	0.8994	0.0031	0.0026
0.0710	22.4333	0.0430	0.9954	0.9960

Warning: No critical rows to plot.

Belsli diaqnostikasına görə, ikinci sütunda verilmiş şərti indeksin (condIdx) 30-dan böyük qiymətinə uyğun sətirdəki dispersiya payının 0.5-dən böyük olduğu dəyişənlərin multikollinear olduğu qəbul edilir. Aparılan testin nəticəsində araşdırdığımız C-əv təsərrüfatlarının istehlakı, Y-ÜDM və T-Dövlət gəlirləri arasında multikollinearlığın olmadığı müəyyən edilmişdir.

Kointeqrasiya əlaqələrinin araşdırılması

Əgər qeyri-stasionar sıraların müəyyən xətti kombinasiyası stasionar sıra təşkil edərsə, bu halda *“həmin sıralar arasında kointeqrasiya əlaqəsi vardır”* deyilir. Ekonometrikada kointeqrasiya əlaqəsi sıralar arasında uzunmüddətli qarşılıqlı əlaqənin varlığı kimi şərh edilir. Sıraların kointeqrasiyasının müəyyənəşdirilməsinin çox istifadə edilən üsullarından biri Engle-Qreincer testidir. Bu test kointeqrasiya əlaqəsini qiymətləndirməklə bərabər, həm də sıraların kointeqrasiya reqressiyasının xətalalarının stasionarlığını müəyyənəşdirməyə imkan verir. İndi isə ÜDM, vergi gəlirləri və ev təsərrüfatının istehlak xərclərinin 2010-2017-ci illər üzrə rüblük göstəricilərinin qiymətlərindən ibarət olan sıraların kointeqrasiya əlaqələrini Engle-Qreincer testi vasitəsi ilə empirik qiymətləndirək. Bu test üçün sıfır hipotez HO: *“Zaman sıraları arasında kointeqrasiya yoxdur”* şəklindədir. Testi aparmaq üçün egcitest əmrindən istifadə edək. Müxtəlif – a) sabitə və trendə malik olmayan (‘nc’); b) sabitə malik olub trendi olmayan (‘c’), c) sabitə və xətti trendə malik olan (‘ct’) və d) sabitə, xətti və kvadratik trendə malik olan (‘ctt’) modellər üçün laqlar $Lag = 0,3$ olmaqla ‘t1’ və ‘t2’ testləri aparılmışdır. Bəzi testlərin nəticələri Cədvəl 4-də verilmişdir. Aparılmış testlərin nəticələrini ümumiləşdirərək, sabitə, xətti və kvadratik trendə malik olan– d) modeli üçün zaman sıralarının (Y,C), (Y,T) və (C,T) cütlərinin hamısının Lag=1 üçün 95% əminliklə kointeqrasiya əlaqəsinin olduğu müəyyən edilmişdir.

Cədvəl 4.

Engle-Qreincer testinin nəticələri

Var	Model	Test	Lag	PV	STAT	CV	Hipotez
'Y <-> C'	'nc'	't1'	1	0.8622	-0.4798	-2.8546	0
	'nc'	't2'	1	0.7392	-2.2921	-13.4869	0
	'c'	't1'	1	0.5863	-1.8913	-3.5365	0
	'c'	't2'	3	0.8593	-3.2252	-17.1743	0
	'ctt'	't1'	1	0.0218	-5.0259	-4.6019	1
	'ctt'	't1'	2	0.0396	-4.7243	-4.6019	1
	'ctt'	't2'	1	0.0010	-57.6310	-25.4555	1
	'ctt'	't2'	2	0.0010	-902.2490	-25.4555	1
'Y <-> T'	'nc'	't1'	2	0.1158	-2.4354	-2.8546	0
	'c'	't2'	1	0.0010	-63.2914	-17.1743	1



	'c'	't2'	3	0.9990	45.1536	-17.1743	0
	'ct'	't1'	1	0.0396	-4.2108	-4.0936	1
	'ct'	't1'	2	0.3676	-2.9381	-4.0936	0
	'ct'	't2'	2	0.0010	-58.0634	-21.6728	1
	'ct'	't2'	3	0.9990	139.1990	-21.6728	0
	'ctt'	't1'	0	0.0342	-4.7993	-4.6019	1
	'ctt'	't1'	1	0.0457	-4.6497	-4.6019	1
	'ctt'	't1'	2	0.1933	-3.8157	-4.6019	0
	'ctt'	't1'	3	0.1783	-3.8684	-4.6019	0
'C <-> T'	'nc'	't1'	1	0.6372	-1.1045	-2.8546	0
	'nc'	't1'	2	0.7194	-0.9139	-2.8546	0
	'ct'	't2'	2	0.3288	-14.2508	-21.6728	0
	'ct'	't2'	3	0.8726	-6.1102	-21.6728	0
	'ctt'	't2'	1	0.0296	-27.2090	-25.4555	1
	'ctt'	't2'	2	0.0716	-24.1669	-25.4555	0

Kointeqrasiya ranqının təyin edilməsi

m sayda stasionar olmayan və 1-ci tərtib inteqrallana bilən zaman sıraları üçün kointeqrasiya ranqı $r = m - 1$, $lag = q$ olduqda uyğun dəyişənlərin hər birinin birinci tərtib fərqlərinin $\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$ qiymətlərinin qalan $r = m - 1$ sayda dəyişənin qiymətlərindən uzunmüddətli asılılığını ifadə edən VEC(q) modeli ümumi şəkildə

$$\Delta u_t = A[B'u_{t-1} + c_0 + d_0t] + B_1\Delta u_{t-1} + \dots + B_q\Delta u_{t-q} + c_1 + d_1t + \varepsilon_t \quad (1)$$

kimidir, burada Δu_{t-s} , $s = \overline{0, q}$ - dəyişənlərin (zaman sıralarının) s -ci laqda birinci tərtib sonlu fərqlərinin m -ölçülü vektoru, q - laqların sayı, ε_t - riyazi gözləməsi sıfıra bərabər olan ağ küydür.

Stasionar olmayan C, Y və T zaman sıraları üçün VEC modelini qurmaq üçün əvvəlcə bu sıralar üçün kointeqrasiya ranqı müəyyənləşdirilməlidir. Bu məqsədlə Yohansen testindən istifadə etmək olar. Bu məqsədlə jcitest ([C Y T]) şəklində əmrdən istifadə edək. Testin sıfır hipotezi H_0 : "Kointeqrasiya ranqı r -ə bərabərdir." şəklindədir, burada $r = \overline{0, (m - 1)}$, m -tədqiq edilən zaman sıralarının sayıdır, bizim halda $m = 3$. Aparılmış hesablamada eksperimentlərinin bəzi nəticələri Cədvəl 5-də verilmişdir. Buradan model 'H*' kimi seçildikdə $lag = 6$, model H kimi olduqda isə $lag = 2, 5$ və 6 olduqda kointeqrasiya ranqının 95% əminliklə $r = 2$ olduğunu görmək mümkündür.

Cədvəl 5.

Yohansen testinin bəzi nəticələri

Modelin №-si	Model	Test	Lag	r	h	stat	cValue	pValue	eigVal
1.	H*	trace	6	0	1	931.0900	42.9154	0.0010	1.0000
				1	1	67.6006	25.8723	0.0010	0.7931
				2	1	28.2070	12.5174	0.0010	0.6764
2.	H*	maxeig	6	0	1	863.4894	25.8232	0.0010	1.0000
				1	1	39.3937	19.3864	0.0010	0.7931
				2	1	28.2070	12.5174	0.0010	0.6764
3.	H	trace	2	0	0	27.7562	35.0131	0.2574	0.4228
				1	0	11.8164	18.3969	0.3648	0.2399
				2	1	3.8616	3.8415	0.0494	0.1247
4.	H	trace	5	0	1	60.7281	35.0131	0.0010	0.7093
				1	1	28.6045	18.3969	0.0017	0.5573



				2	1	7.4165	3.8415	0.0069	0.2482
5.	H	trace	6	0	1	815.5444	35.0131	0.0010	1.0000
				1	1	58.0281	18.3969	0.0010	0.7840
				2	1	19.7208	3.8415	0.0010	0.5456
6.	H	maxeig	2	0	0	15.9398	24.2533	0.4583	0.4228
				1	0	7.9548	17.1481	0.6350	0.2399
				2	1	3.8616	3.8415	0.0494	0.1247
7.	H	maxeig	5	0	1	32.1236	24.2533	0.0043	0.7093
				1	1	21.1880	17.1481	0.0125	0.5573
				2	1	7.4165	3.8415	0.0069	0.2482
8.	H	maxeig	6	0	1	757.5163	24.2533	0.0010	1.0000
				1	1	38.3073	17.1481	0.0010	0.7840
				2	1	19.7208	3.8415	0.0010	0.5456

VEC modelinin qurulması

VAR modellərdən fərqli olaraq, VEC modellərində istifadə edilən laq uzunluğunun 3-dən böyük olması münasib sayılır və bizim halda VEC (2) modelini sabitə, xətti və kvadratik trendə malik olan ('H') modeli şəklində qurmaq məqsədəuyğun hesab edilə bilər. Bu şərtə uyğun VEC (2) modelini (1) münasibətləri əsasında riyazi olaraq

$$\Delta u_t = A[B'u_{t-1} + c_0 + d_0 t] + B_1 \Delta u_{t-1} + B_2 \Delta u_{t-2} + c_1 + d_1 t + \varepsilon_t \quad (2)$$

şəklində yazıla bilər, burada A –korreksiya matrisi, B –kointeqrasiya matrisidir.

Aparılmış hesablamalar $A, B, B_1, B_2, c_0, c_1, d_0, d_1$ parametrlər matrislərinin elementləri Johansen testinin mül cavab strukturundan götürülür:

26

$$A = \begin{bmatrix} -479.457 & -493.984 \\ 57.467 & 15248.153 \\ 1532.531 & -4436.844 \end{bmatrix}; \quad B = \begin{bmatrix} 0.00007 & 0.00070 \\ 0.00007 & 0.00018 \\ 0.00023 & 0.00072 \end{bmatrix};$$

$$B_1 = \begin{bmatrix} -0.359 & -0.080 & 0.300 \\ 4.472 & 1.952 & -6.177 \\ 2.637 & 0.576 & -2.291 \end{bmatrix}; \quad B_2 = \begin{bmatrix} -0.255 & -0.059 & 0.196 \\ 7.815 & -1.334 & 3.843 \\ 2.897 & 0.428 & -1.598 \end{bmatrix}; \quad (3)$$

$$c_0 = \begin{bmatrix} -0.848 \\ -7.796 \end{bmatrix}; \quad d_0 = \begin{bmatrix} -0.011 \\ -0.312 \end{bmatrix}; \quad c_1 = \begin{bmatrix} 1271.432 \\ -158.663 \\ 403.720 \end{bmatrix}; \quad d_1 = \begin{bmatrix} 104.224 \\ 13.006 \\ -33.094 \end{bmatrix}.$$

(3) matrislərini (2)-də nəzərə alaraq cəbri hesablamalar apardıqdan sonra

$$\begin{bmatrix} \Delta C_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta T_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.378 & 0.122 & -0.469 \\ -10.681 & 2.740 & -11.041 \\ -3.009 & 0.691 & -2.863 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} C_{t-1} \\ Y_{t-1} \\ T_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.359 & -0.080 & 0.300 \\ 4.472 & 1.952 & -6.177 \\ 2.637 & 0.576 & -2.291 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \Delta C_{t-1} \\ \Delta Y_{t-1} \\ \Delta T_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.255 & -0.059 & 0.196 \\ 7.815 & -1.334 & 3.843 \\ 2.897 & 0.428 & -1.598 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \Delta C_{t-2} \\ \Delta Y_{t-2} \\ \Delta T_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 55.166 \\ 4774.643 \\ 1336.269 \end{bmatrix} t + \begin{bmatrix} 5528.779 \\ 118659.611 \\ 33691.822 \end{bmatrix} \quad (4)$$

matris tənliklərini alırıq. 'H' modelinin (4) matris formasından daha sadə şəkllə keçsək,

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta C_t = -0.378 C_{t-1} + 0.122 Y_{t-1} - 0.469 T_{t-1} - 0.359 \Delta C_{t-1} - 0.08 \Delta Y_{t-1} + 0.3 \Delta T_{t-1} - \\ \quad - 0.255 \Delta C_{t-2} - 0.059 \Delta Y_{t-2} + 0.196 \Delta T_{t-2} + 55.166 t + 5528.77; \\ \Delta Y_t = -10.681 C_{t-1} + 2.74 Y_{t-1} - 11.041 T_{t-1} + 4.472 \Delta C_{t-1} + 1.952 \Delta Y_{t-1} - \\ \quad - 6.177 \Delta T_{t-1} + 7.815 \Delta C_{t-2} - 1.334 \Delta Y_{t-2} + 3.843 \Delta T_{t-2} + 4774.643 t + 118659.611; \\ \Delta T_t = -3.009 C_{t-1} + 0.691 Y_{t-1} - 2.863 T_{t-1} + 2.637 \Delta C_{t-1} + 0.576 \Delta Y_{t-1} - 2.291 \Delta T_{t-1} + \\ \quad + 2.897 \Delta C_{t-2} + 0.428 \Delta Y_{t-2} - 1.598 \Delta T_{t-2} + 1336.269 t + 33691.822 \end{array} \right. \quad (5)$$

olar.

VEC (2) modelinin qalıqlarının təhlili

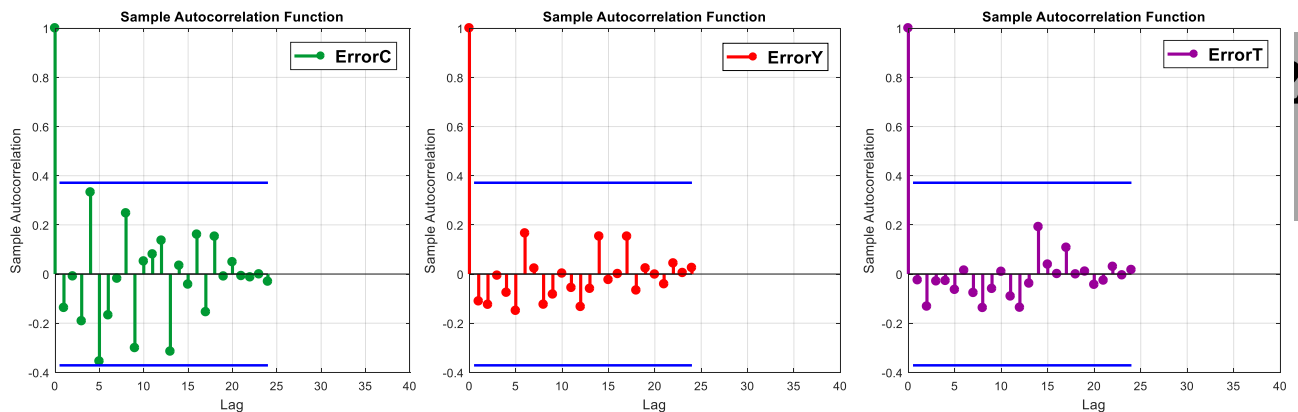
İndi isə qurulmuş (5) VEC (2) modelinin qalıqlarını təhlil edək.

VEC (2) modelinin qalıqlarının avtokorrelasiya ACF və xüsusi avtokorrelasiya PACF funksiyası

C, Y və T dəyişənlərinin hər biri üçün VEC modelinin qalıqlarının (Johansen testinin **res** cavab strukturundan götürülür) avtokorrelasiya funksiyasını **autocorr** əmrindən istifadə etməklə quraq:

Şəkil 1.

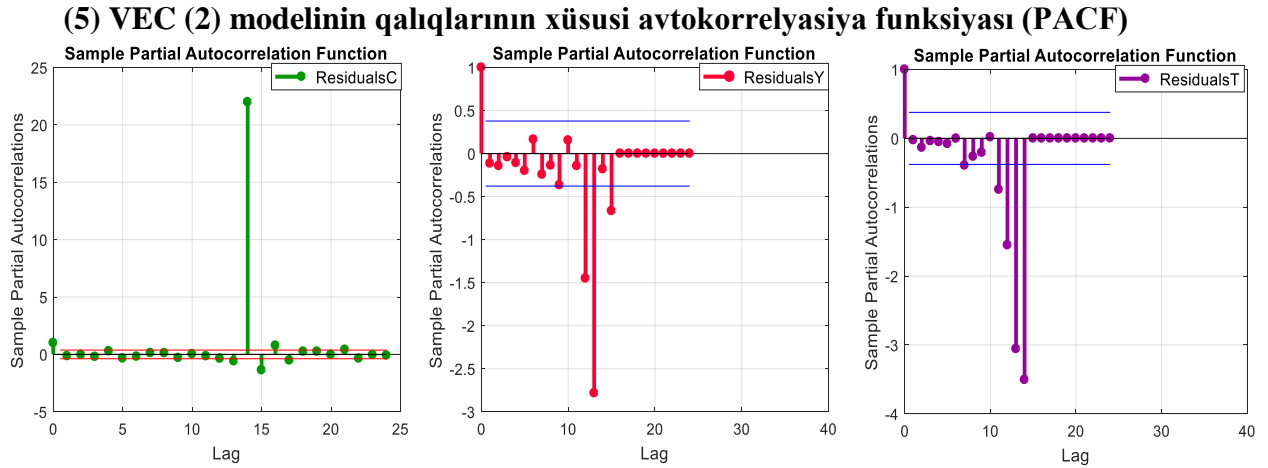
(5) VEC (2) modelinin qalıqlarının avtokorrelasiya funksiyası (ACF)



Şəkil 1-dən tədqiqat dövrü ərzində hər üç dəyişən üzrə qalıqların yol verilən aralığı aşmadığını və dövrün sonuna doğru ACF-in azalaraq sıfıra yaxınlaşdığı məlum olur. Bu isə modelin qalıqlarının hər üç dəyişən üzrə avtokorrelasiyasının olmadığına dəlalət edir.

Şəkil 2 əsasında söyləmək olar ki, qurulmuş VEC (2) modelinin dəyişənlərinin qalıqlarının PACF funksiyası C üçün 13-17, ÜDM üçün 12, 13 və 15 və vergi gəlirlərinin qalıqları isə 11-14 zaman anları üçün mümkün intervalı aşmışdır. Bu 2012-ci ilin IV rübündən 2014-cü ilin I rübünə qədər olan dövrü əhatə edir ki, 2015-ci ildə baş vermiş devalvasiyadan əvvəlki dövrə uyğundur. Bu uyğunsuzluğu həmin dövr göstəricilərinin C, Y və T zaman sıralarından çıxarmaqla aradan qaldırmaq olar.

Şəkil 2.



VEC (2) modelinin qalıqlarının heteroskedastikliyinə təhlili

Ev təsərrüfatlarının istehlakı (C), ÜDM (Y) və dövlət gəlirlərinin (T) əlaqələrini ifadə edən VEC(2) – (5) modelinin qalıqlarını heteroskedastiklik baxımından təhlil etmək üçün Engle ARCH testindən istifadə edək. Bu məqsədlə **archtest** funksiyası icra edilmişdir. Testin sıfır hipotezi H_0 : "Qalıqların heteroskedastikliyinə yoxlanılması üçün Engle ARCH testindən imtina edilmir." şəklindədir, başqa sözlə, testin nəticəsi $H=0$ olduqda- qalıqlar heteroskedastik, $H=1$ olduqda isə homoskedastikdir.

Cədvəl 6.

Engle ARCH testinin nəticəsi

Variables	H	PValue	JbStat	CritValue
'Residuals_C'	0	0.19138	0.4017	3.8415
'Residuals_Y'	1	0.21871	7.1553	3.8415
'Residuals_T'	1	0.22558	8.8813	3.8415

(5) şəkilində ifadə edilən VEC (2) modelinin qalıqlarının Engle ARCH heteroskedastiklik testinin nəticələri (Cədvəl 6) əsasında modelin qalıqlarının Ev təsərrüfatlarının istehlak xərcləri üzrə heteroskedastik, ÜDM və dövlət gəlirləri üçün isə homoskedastik olduğu müəyyən edilmişdir.

VEC modelinin qalıqlarının paylanmasının təhlili

Qalıqların normal paylanmaya malik olduqlarını Jarque-Bera testi ilə müəyyən edilmişdir. Testin sıfır hipotezi H_0 : "Normal paylanmaya malikdir." şəklindədir və $JbStat > CrValue$ olduqda H_0 hipotezindən imtina edilir (Cədvəl 7).

Cədvəl 7.

Jarque-Bera testinin nəticəsi

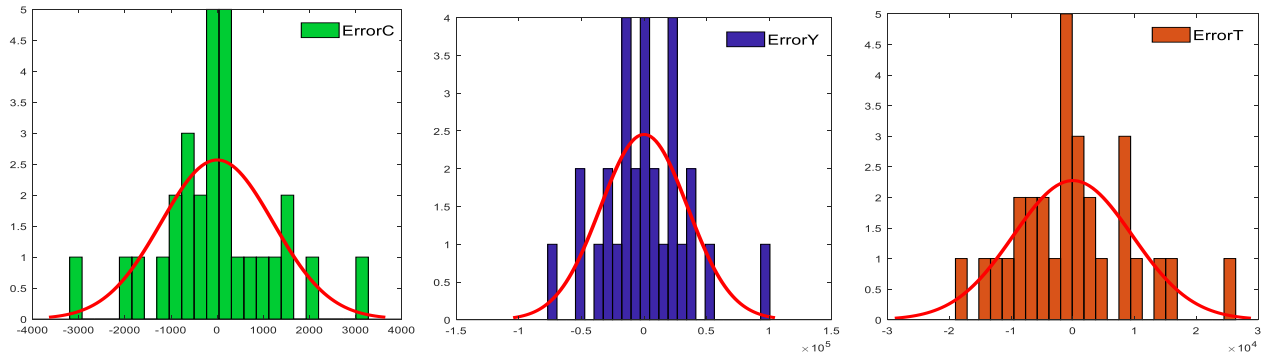
Variables	H	PValue	JbStat	CritVal
'Residuals_C'	0	0.19138	1.8450	4.3588
'Residuals_Y'	0	0.21871	1.7106	4.3588
'Residuals_T'	0	0.22558	1.6805	4.3588

Cədvəldən görüldüyü kimi, C, Y və T-nin zaman sıralarının hər üçünün statistik və model vasitəsi ilə hesablanmış qiymətlərinin fərqləri (modelin qalıqları) üçün $JbStat < CrValue$ şərti

ödənir ki, bu işə bu qalıqların Jarque-Bera testinə əsasən 95% əminliklə normal paylanmaya malik olduğunu göstərir (Şəkil 2).

Şəkil 3.

2010-2017-ci illərin göstəriciləri əsasında ev təsərrüfatlarının istehlakı (C), ÜDM (Y) və dövlət gəlirlərinin (T) əlaqələrini ifadə edən VEC(2) – (5) modelinin qalıqlarının histqramı



Nəticə

Məqalədə 2010-2017-ci illərin statistik qiymətləri əsasında ev təsərrüfatlarının istehlakı, ÜDM və dövlət gəlirlərinin qarşılıqlı münasibətləri MathWorks Matlab Software 2017a mühitinin Econometrics Toolbox paketinin tətbiqi ilə araşdırılmışdır. Bu məqsədlə tədqiq edilən iqtisadi göstəricilərin stasionarlığı, multikollinearlığı, kointeqrasiyası uyğun testlər əsasında ətraflı tədqiq edilmiş və bunların əsasında öyrənilən makrogöstəricilərin qarşılıqlı asılılıqlarını ifadə edən VEC(2) modeli qurulmuş; modelin qalıqları avtokorrelyasiya, heteroskedastiklik və paylanma funksiyası nöqtəyi nəzərindən tədqiq edilmişdir.

Ədəbiyyat

1. Дорнбуш Р., Фишер С. Макроэкономика. М.: Изд-во МГУ: ИНФРА-М, 1997.
2. Агапова Т.А., Серегина С.Ф. Макроэкономика. М.: Изд-во «Дела и Сервис», 2004.
3. Davudova R.İ., Yunisзадə R.V. Azərbaycan Respublikası təmsalında ev təsərrüfatlarının istehlakı ilə ümumi daxili məhsul həcmi ilə əlaqəsinin reqressiya analizi. AMEA İqtisadiyyat İnstitutu. “Elmi əsərlər” toplusu, №1, Bakı, 2019.
4. Musayev A.F., Qəhrəmanov A.Q. Ekonometrikaya giriş. Bakı: “Çaşıoğlu”, 2011.
5. Wooldridge Jeffrey M. Introductory Econometrics: A Modern Approach. 5th ed. — Cengage Learning, 2013. 912 p.
6. Бушин П. Я. Эконометрика. Анализ временных рядов. Хабаровск: РИЦ ХГАЭП, 2013.
7. Вербик М. Путеводитель по современной эконометрике. М.: Научная книга, 2008.
8. Магнус Я.Р., Катышев П.К., Пересецкий А.А. Эконометрика. Начальный курс. М.: Дело, 2007.



Ревана Искендер кызы Давудова
Оценка взаимосвязи между потреблением домашних хозяйств, ВВП и
государственными доходами с применением вес модели на примере
Азербайджанской Республики

Статья посвящена анализу временных рядов с использованием современных эконометрических подходов. С этой цели были исследованы стационарность, мультиколлинеарность, коинтеграционные связи рассмотренных рядов, была создана модель векторной коррекции ошибок (VEC), подробно проанализирована автокорреляция, гетероскедастичность, функция распределения остатков построенной модели. Анализы проводились с использованием пакета MathWorks Matlab Software 2017a Econometrics Toolbox на основе статистики Центрального Банка и Государственного Комитета Статистики Азербайджанской Республики за 2010-2017 годы.

Ключевые слова: временные ряды, стационарность, мультиколлинеарность, коинтеграция, VEC модель, автокорреляция, гетероскедастичность, функция распределения

Revana Iskender Davudova
Estimation of the relationships between housing consumption, gdp and government income
with application of vec model in the example of Azerbaijan Republic

The paper is devoted to the analysis of time series using modern econometric approaches. For this purpose, stationarity, multicollinearity, cointegration relationships of the considered series were investigated, a vector error correction (VEC) model was created, autocorrelation, heteroskedasticity, and the distribution function of the residuals of the constructed model were analyzed in detail. The analyzes were carried out using the MathWorks Matlab Software 2017a Econometrics Toolbox package based on the quarterly statistics of the Central Bank and the State Statistics Committee of Azerbaijan Republic for 2010-2017.

Keywords: time series, stationarity, multicollinearity, cointegration, VEC model, autocorrelation, heteroskedasticity, distribution function

Elmi redaktor: i.f.d., dos. Y.Məmmədov

Daxil olub: 17.09.2019.

Çapa qəbul olunub: 23.09.2019.