



AZƏRBAYCAN RESPUBLİKASININ
MƏRKƏZİ BANKI

İŞÇİ MƏQALƏLƏR SİLSİLƏSİ
№ 03 /2024

İdxal çəkiləri nəzərə alınmaqla hesablanmış global ərzaq qiymətlərinin proqnozlaşdırılması

Fəridə Vəliyeva

Qeyd: Bu tədqiqat işində istifadə olunan fikirlər müəllifə məxsusdur, Azərbaycan Respublikasının Mərkəzi Bankının rəsmi mövqeyi ilə üst üstə düşməyə bilər.

2024

İdxal çəkili n z r  alınmaqla hesablanmış qlobal  rzaq qiym tl rinin proqnozlaşdırılması

F rid  V liyeva¹

Az rbaican Respublikasının M rk zi Bankı

X las 

M qal   rzaq m hsullarının Az rbaicanın idxal s b tindəki  kili n z r  alınmaqla modifikasiya olunmuş qlobal  rzaq qiym tl ri indeksinin proqnozlaşdırılmasına h sr edilmişdir. Qiym tl ndirm  2002-2024-c  ill r  zr  r bl k zaman sırası m lumatlarından istifadə etməkl  avtoregressiv paylanmış gecikm  (ARDL) modelinin t tbiqi il  aparılmışdır. N tic l r g st rir ki, modifikasiya olunmuş qlobal  rzaq qiym tl ri indeksi yerli  rzaq inflyasiyasını daha yaxşı izah edir. Qeyd ed k ki, iki indeks arasında korrelyasiya  msalı dig r beyn lxalq qurumlar t r find n a ıqlanan indeks  (BVF, FAO, DB) n z r n daha y ks kdir (0.48). Bel likl , bu indeksin proqnozlaşdırılması qlobal  rzaq bazarında bař ver n tendensiyaların Az rbaicana ola bil c k m mk n t sirl rini daha d qiq qiym tl ndirm y  imkan yaradır.

A ar s zl r: qlobal  rzaq qiym tl ri,  rzaq inflyasiyası, inflyasiya, ARDL

JEL T snifatı: E31, E37, Q11

1. Giriř

Ev t s rr fatlarının istehlak x rcil rində  h miyy tli  kiy  malik olan  rzaq m hsullarının qiym tl ri x sus n inkiřaf etməkd  olan  lk lərd   halinin rifahına t sir g st r n m h m amill rd n biridir. İqlim anomaliyaları, quraqlıqlar v  d nya  halisinin s r tli artımı fonunda qlobal  rzaq qiym tl ri il  baėlı t dqiqatların  h miyy ti son ill rd  artmaėa davam edir. Son d vrl rd , x susil  COVID-19 pandemiyasından sonra Az rbaicanda  rzaq qiym tl ri inflyasiyası  mumi inflyasiya il  m qayis d  daha y ks k olmuřdur.  lav  olaraq qlobal  rzaq t chizatı sisteminin geosiyasi g rginlikl r v  qlobal bazarlarda bař ver n fraqmentasiyalar s b bil  yaranan řoklara qarřı h ssaslıėı daha da artmış, bu da t l b-t klif balansının pozulmasına g tirib  ıxarmış, habel  qlobal  rzaq qiym tl rin  v   rzaq t hl k sizliyin  ciddi t sir g st rmiřdir (FAO, 2024). Bel  ki, post-pandemiya v  geosiyasi g rginlikl r d vr nd   rzaq m hsullarının qiym tl rinin artması v  qıtlıq ehtimalı m h m qlobal probleml rd n birin   evrilmiřdir.

Qlobal  rzaq qiym tl rində d yiřiklikl r Az rbaican iqtisadiyyatına v  x susil  inflyasiya prosesl rin  d   h miyy tli t sir g st rir. Daxili bazarda z ruri  rzaq m hsullarının b y k bir hiss si, o c ml d n buėda, ř k r v  bitki yaėları kimi m hsullara t l bat  sas n xarici m hsullar hesabına  d nilir. Bu m hsulların qlobal bazarda qiym tl ri qalxdıqca, daxild   rzaq qiym tl rinin y ks lm sin 

¹ F rid  V liyeva, Az rbaican Respublikasının M rk zi Bankı, farida_valiyeva@cbar.az

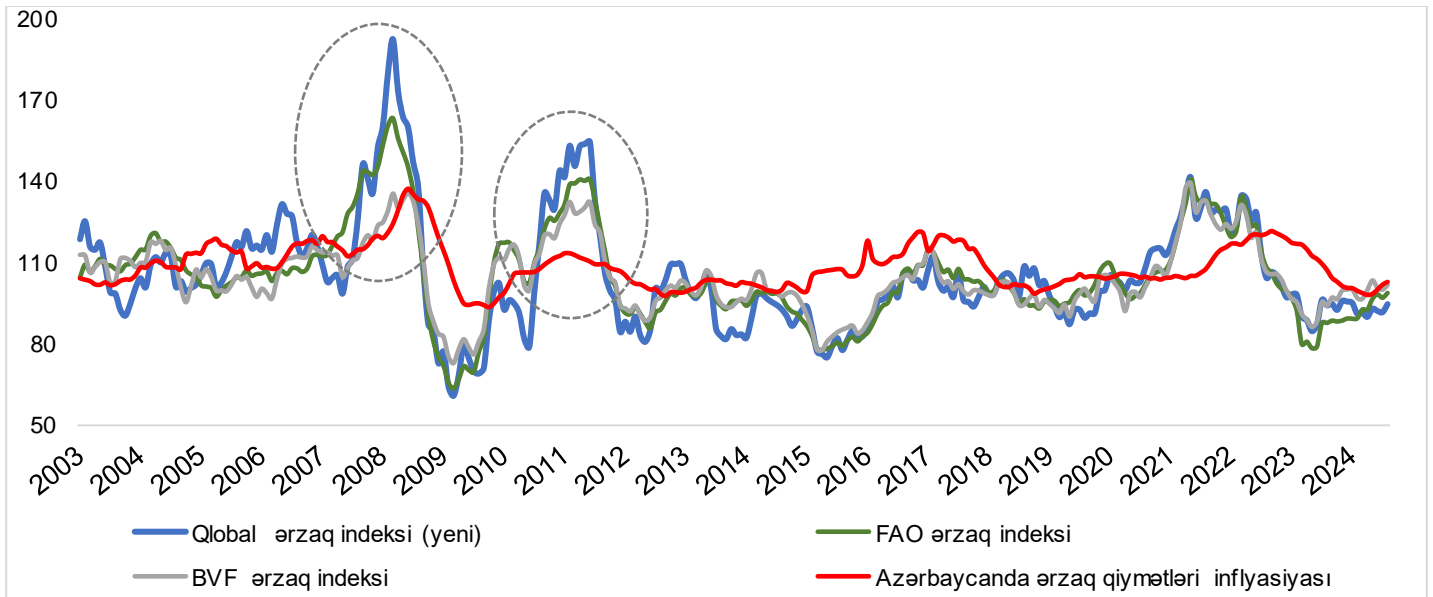
səbəb olur, bu da yerli istehlakçıların istehlak xərclərini artırır. Bu, ev təsərrüfatlarının alıcılıq qabiliyyətini zəiflədə və xüsusilə gəlirlərinin böyük hissəsini ərzağa xərcləyən aztəminatlı əhali qrupu arasında yoxsulluğun səviyyəsini artırma bilər. Qeyd edək ki Azərbaycan Dövlət Statistika Komitəsinin (DSK) məlumatına əsasən 2023-cü ildə ev təsərrüfatlarının ümumi istehlak xərclərində ərzaq məhsullarının payı 44.4%-dirsə, ən aşağı gəlir qrupuna aid edilən birinci desil² üzrə ərzaq məhsullarının sərbətdə payı daha yüksək – 51.8% təşkil etmişdir. Bu təhlil ərzaq qiymətlərində hər hansı bir dalğalanma və ya şokun ev təsərrüfatları büdcəsinə əhəmiyyətli təsir göstərdiyini deməyə əsas verir.

Beynəlxalq Valyuta Fondu (BVF), Dünya Bankı (DB) və BMT-nin Ərzaq və Kənd Təsərrüfatı Təşkilatı (FAO) tərəfindən müxtəlif metodologiyalar əsasında qlobal ərzaq qiymətləri indeksi hesablanır və dərc olunur. Bununla yanaşı, BVF və DB tərəfindən öz müvafiq ərzaq indeksləri üzrə ildə bir neçə dəfə proqnozlar açıqlanır. Təhlillər göstərir ki, müxtəlif beynəlxalq təşkilatlar tərəfindən açıqlanan bu indekslərin tərkibi əsasən qlobal ərzaq ticarətindəki çəkilər əsasında formalaşdığından bir sıra hallarda Azərbaycana idxal olunan ərzaq məhsulları qiymətlərindəki dəyişiklikləri doğru əks etdirmir. Bu səbəbdən məqalədə yerli inflyasiyanı və onun proqnozunu daha yaxşı izah etməsi baxımından Azərbaycanın idxal çəkiləri əsasında modifikasiya olunmuş yeni qlobal ərzaq indeksi hesablanmışdır. Məlumat üçün qeyd edək ki, tədqiqat işində istifadə olunan bu indeks BVF-nin qlobal əmtəə qiymətləri indeksinin metodologiyası əsasında hesablanmışdır. Bu zaman indeksin Azərbaycan iqtisadiyyatına uyğunlaşdırılması məqsədilə qlobal idxal çəkiləri yerli idxal çəkiləri ilə əvəz olunmuşdur. Belə ki, burada Azərbaycana ən çox idxal olunan 236 ədəd ərzaq məhsulu seçilmiş və BVF-nin metodologiyasına əsasən 27 məhsul qrupu əsasında qruplaşdırılmışdır. Bu məhsul qrupları üzrə qiymət indeksləri kimi isə BVF tərəfindən açıqlanan qlobal əmtəə qiymətləri məlumatlarından istifadə olunmuşdur.

Təhlillərə əsasən modifikasiya olunmuş qlobal ərzaq qiymətləri indeksinin BVF və FAO tərəfindən hesablanan indekslər üzrə dinamikəni yaxından izlədiyi görünür (Qrafik1). Baxılan dövr ərzində 2 dəfə – 2008 və 2011-ci illərdə modifikasiya olunmuş qlobal ərzaq qiymətləri indeksi ilə BVF və FAO tərəfindən hesablanan indekslər arasında kəskin fərq nəzərə çarpır. Bu, həmin dövr ərzində qlobal buğda qiymətlərində yüksək artım (2008-ci ilin ilk 3 ayında təqribən 2.6 dəfədən çox, 2011-ci ildə ortalama təxminən 95.7% qiymət artımı) və Azərbaycanın idxalında buğdanın daha yüksək çəkiyə malik olması (2008-ci ildə 64%, 2011-ci ildə 48%) ilə izah olunur. Məlumat üçün qeyd edək ki, modifikasiya olunmuş indeks yerli ərzaq inflyasiyası ilə yüksək korrelyasiyaya malikdir: BVF-nin ərzaq qiyməti indeksi ilə korrelyasiya 0.43, FAO ərzaq qiyməti indeksi ilə 0.46 olduğu halda, modifikasiya olunmuş indeks isə yerli ərzaq inflyasiyası ilə 0.48 korrelyasiyaya malikdir. Bir dövr (3 aylıq) gecikmə ilə isə korrelyasiya əmsalı 0.64-ə, pandemiya və devalvasiya dövrlərini nəzərə almaqda isə bu əmsal 0.67-ə yüksəlir. Beləliklə, BVF metodologiyası əsasında hesablanan modifikasiya olunmuş indeksin proqnozlaşdırılması qlobal ərzaq bazarında baş verən tendensiyaların Azərbaycan iqtisadiyyatına ola biləcək mümkün təsirlərini daha aydın ölçməyə imkan yaradacaqdır.

² Desil (10%) qrupları üzrə göstəricilər hesablanarkən ev təsərrüfatlarının adambaşına hesablanmış sərəncamda qalan xərcləri ev təsərrüfatlarının üzvləri səviyyəsində artan qaydada sıralanaraq 10 bərabər (10%-lik) qrup yaradılır.

Qrafik 1. Qlobal ərzaq qiymətləri indeksi üzrə müqayisəli dinamika, *ötən ilin eyni ayına nəzərən %-lə*



Tədqiqat işi giriş, ədəbiyyat icmalı, metodologiya və statistik məlumatlar, qiymətləndirmə, nəticə və əlavələr olmaqla 6 bölmədə qruplaşdırılmışdır. Əlavələr hissəsində isə müxtəlif diaqnostik test nəticələri təqdim olunmuşdur.

2.Ədəbiyyat icmalı

Xarici və yerli empirik tədqiqatlarda qlobal ərzaq qiymətlərinin inflyasiyaya təsirləri müxtəlif istiqamətlər üzrə araşdırılmışdır. Bençmark ölkə təcrübələrinə əsaslanan tədqiqat işlərində qlobal ərzaq qiymətləri tək ümumi indeks şəklində (aqreqat) deyil, həm də məhsul qrupu (disaqreqat) səviyyəsində qiymətləndirilmişdir. İqlim dəyişkənliyi və ekstremal hava hadisələrinin artan tezliyi qida təchizatı zəncirinin pozulması riskini artırır, bu da ərzaq qiymətlərinin artması, qida mövcudluğu və qidaya çıxış imkanlarında geriləmələrlə müşayiət olunur. Əhali artımı və urbanizasiya, eləcə də qida rasiyonunun heyvan əsaslı qidalara doğru dəyişməsi inkişaf etməkdə olan iqtisadiyyatlarda kənd təsərrüfatı məhsuldarlığının artmasına baxmayaraq tələb təzyiqlərinin artmasına səbəb olmuş və qlobal ərzaq qiymətlərində volatilliyin artmasını şərtləndirmişdir (Fukase & Martin (2017). Ərzaq qiymətlərində artım inflyasiyanın sürətlənməsi ilə nəticələne bilər ki, bu da ev təsərrüfatlarının real gəlirlərinə və ümumi yaşayış xərclərinə əhəmiyyətli dərəcədə mənfi təsir göstərə bilər. Ümumiyyətlə, ərzaq qiymətlərinin kəskin artması yoxsulluq və bərabərsizliyin artması, habelə təhsil və səhiyyə kimi vacib xidmətlərin istehlakının məhdudlaşmasına səbəb olur (Laborde, 2019). Empirik ədəbiyyatlarda son dövrlərdə bu istiqamətdə bir çox araşdırmalar yerinə yetirilmişdir:

Asharani Samal, Malleş Ummalla və Phanindra (2022) tərəfindən aparılmış tədqiqatda 2006-2019-cu illər üzrə aylıq zaman sırasından istifadə edilməklə Hindistanda makroiqtisadi amillərin ərzaq qiymətləri inflyasiyasına təsiri araşdırılmışdır. ARDL metodologiyasının tətbiqi ilə aparılmış qiymətləndirmə göstərir ki, adambaşına düşən gəlir, pul kütləsi, qlobal ərzaq qiymətləri və kənd təsərrüfatı sektoru üzrə əmək haqqı həm qısa, həm də uzunmüddətli dövrdə ərzaq qiymətləri inflyasiyasına müsbət və əhəmiyyətli təsir göstərir. Strateji məhsul sayılan ərzaqlıq buğdanın mövcudluğu həm qısamüddətli, həm də uzunmüddətli dövrdə ərzaq qiymətləri inflyasiyasına mənfi və əhəmiyyətli təsir göstərir. Qranger səbəbiyyət testi qiymətləndirmələri göstərir ki, adambaşına gəlir,

məzənnə, adambaşına düşən ərzaqlıq buğdanın xalis mövcudluğu və ərzaq qiymətləri inflyasiyası arasında qısamüddətli ikitərəfli səbəb-nəticə əlaqəsi mövcuddur. Bundan əlavə, qlobal ərzaq qiymətlərindən ərzaq qiymətləri inflyasiyasına doğru birtərəfli səbəb-nəticə əlaqəsi mövcuddur. Lakin qısamüddətli perspektivdə pul təklifi və kənd təsərrüfatı üzrə əmək haqqından ərzaq qiymətləri inflyasiyasına doğru heç bir səbəb-nəticə əlaqəsi tapılmamışdır.

Christina Anderl və Guglielmo (2024) tərəfindən dinamik geri əlaqə və qarşılıqlı təsirlər modelindən istifadə edilərək qlobal ərzaq qiymətlərinin orta və dispersiya göstəriciləri qiymətləndirilmiş və qlobal ərzaq bazarındakı qeyri-müəyyənlik və risk faktorları ölçülmüşdür. Müəlliflər tərəfindən beşmark ölkələr³ üzrə yerli ərzaq qiymətləri inflyasiyası, yerli bazis istehlak qiymətləri inflyasiyası, iqtisadi artım, xam neft qiymətləri, real məzənnə, siyasət faiz dərəcəsi, eləcə də FAO qlobal ərzaq qiymətləri əsasında hesablanmış orta və dispersiya göstəricilərindən istifadə etməklə struktur VAR modeli qurulmuşdur. 1990-2023-cü illər üzrə aylıq zaman sırasından istifadə etməklə qlobal ərzaq qiymətləri şoklarının daxili ərzaq qiymətləri inflyasiyasına hansı səviyyədə ötürülməsi qiymətləndirilmişdir. Nəticələr göstərir ki, qlobal ərzaq qiymətlərinin orta və dispersiya şoklarının beşmark ölkələrdə ərzaq qiyməti inflyasiyasına əhəmiyyətli təsirləri var və əksər ölkələrdə bazis inflyasiyasına davamlı ikinci dərəcəli təsiri ("second-round effect")⁴ mövcuddur. Bu nəticələr siyasətçilərin bazis inflyasiyasına uyğun siyasət qərarları qəbul etmək üçün qlobal ərzaq qiyməti orta və dispersiya şoklarının təsirlərinin fərqləndirilməsinin əhəmiyyətini vurğulayır. Bundan əlavə, bazis inflyasiyasına davamlı ikinci dərəcəli təsirlərin mövcudluğu, inflyasiya gözləntiləri və ya müəssisələrin qiymət artımı vasitəsilə güclü ötürülmə kanalının olduğunu göstərir ki, bu da mərkəzi banklar üçün nəzərə alınmalı vacib bir amildir. Müəlliflər gələcək tədqiqatların bu kanalın dəqiq xarakteristikasının müəyyən edilməsinə yönəldiləcəyini istisna etmirlər.

Talat Ulussever, Hasan Murat Ertuğrul və digərləri (2023) tərəfindən həyata keçirilən tədqiqat işində qlobal amillərin qlobal ərzaq qiymətlərinin proqnozlaşdırılmasına təsiri müəyyənləşdirilmiş və maşın öyrənməsi alqoritmləri ilə zaman sırası ekonometrik modellərinin empirik müqayisəsi aparılmışdır. Qiymətləndirmə 1991-2021-ci illər üzrə aylıq məlumatlar əsasında qlobal ərzaq qiymətləri (FAO), iqtisadi siyasət üzrə qeyri-müəyyənlik indeksi, volatillik indeksi, neft qiymətləri (Brent), metal, xammal, gübrə qiymətləri indeksi (DB) və temperatur dəyişənlərindən istifadə edilərək aparılmışdır. Maşın öyrənməsi modelləri olaraq Çoxqatlı Perceptron (MLP), Çoxdəyişənli adaptiv regressiya (MARS), Dəstək vektor maşınları (SVM) və Random forest alqoritmi, zaman sırası modelləri kimi isə ARDL, VAR, VECM və GARCH modellərindən istifadə olunmuşdur. Nəticələr göstərir ki, qlobal ərzaq qiymətlərinə ən mühüm təsir müvafiq olaraq dəyişənin özünün 1 aylıq laqı (gecikməsi), xammal, gübrə və neft qiymətləri dəyişənlərindən gəlmişdir.

Qlobal ərzaq qiymətləri ilə bağlı mövcud ədəbiyyatlar əsasən müvafiq indekslərin yerli inflyasiyaya təsirlərinin qiymətləndirilməsinə həsr olunmuşdur. Qlobal ərzaq qiymətlərinin proqnozlaşdırılması ilə bağlı empirik tədqiqatlara isə çox rast gəlinmir. Praktikada isə BVF və DB tərəfindən ildə 2 dəfə (aprel və oktyabr aylarında) qlobal ərzaq qiymətləri proqnozu açıqlanır. Qeyd edək ki, qurumlar tərəfindən indeksin necə və hansı göstəricilər əsasında hesablanmasına dair texniki

³ ABŞ, Böyük Britaniya, Avrozona, Kanada, Yaponiya, Cənubi Koreya, Meksika və Danimarka

⁴ Qlobal ərzaq qiymətləri kontekstində qlobal ərzaq qiymətlərində artım yerli ərzaq inflyasiyasını artırır (birinci effekt) və daha sonra yaşam xərclərinin artması ilə əmək haqqlarındakı artım inflyasiya təzyiqlərini şiddətləndirir (ikinci effekt - əmək haqqı xərclərindəki artımı kompensasiya etmək üçün müəssisələr istehsal etdiyi məhsulların qiymətini artırmağa meyilli olur)

sənəd olsa da, indeksin proqnozlaşdırılmasına dair ictimaiyyətə açıqlanan hər hansı metodoloji sənədə rast gəlinməmişdir.

3. Metodologiya və statistik məlumatlar

Qlobal ərzaq qiymətinin proqnozlaşdırılması ədəbiyyat icmalı və ərzaq inflyasiyasına təsir edən biləcək mühüm amillər də nəzərə alınmaqla, bir sıra fundamentalların təsirlərini özündə ehtiva edən aşağıdakı bərabərlik vasitəsilə qiymətləndirilmişdir:

$$Globfoodprice_t = \beta_0 + \beta_1 FertP_t + \beta_2 ROilP_t + \beta_3 WheatV_t + u_t \quad (1)$$

burada $Globfoodprice_t$ - qlobal ərzaq qiymətləri indeksi, $FertP_t$ - Diammonium Fosfat (DAP) adlı gübrə qiyməti, $ROilP_t$ - Brent markalı neft qiyməti, $WheatV_t$ - qlobal bazarda ticarət olunan buğda həcmi, u_t - xəta payı, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ - dəyişənlərin əmsallarıdır.

Aparılan qiymətləndirmələrdə əsas məqsəd qlobal ərzaq qiymətləri indeksinə təsir edən mühüm amilləri müəyyənləşdirmək və onların ərzaq inflyasiyasına təsirini qiymətləndirməkdən ibarətdir. Bu məqsədlə seçilmiş dəyişənlər empirik ədəbiyyatlarda ən çox istinad olunan dəyişənlərdir.

Modifikasiya olunmuş qlobal ərzaq qiyməti indeksinin hesablanması. Qlobal ərzaq qiymətlərinin proqnozlaşdırılması üçün ilk növbədə Azərbaycanın idxal səbətindəki çəkirlərindən istifadə etməklə modifikasiya olunmuş qlobal ərzaq qiymətləri hesablanmışdır. Bu məqsədlə BVF-nin “Əsas əmtəə qiymətləri indeksi” adlı texniki metodoloji sənədindən istifadə olunmuşdur. Bu metodologiyayı istifadə etməkdə əsas məqsəd digər qurumların açıqladığı indeksdən fərqli olaraq, BVF-nin ərzaq qiymətləri üzrə istehlak qiyməti indeksi ilə yeri ərzaq inflyasiyasında əmtəə qruplaşdırılmasının oxşarlıq təşkil etməsidir. Bununla yanaşı, DB və FAO-dan fərqli olaraq, BVF tərəfindən daha geniş məhsul qrupu səviyyəsində məlumatların açıqlanması bu metodologiyanın tətbiqini mümkün edir. BVF-nin metodologiyası əsasında indeksin hesablanması üçün Azərbaycana ən çox idxal olunan 236 ədəd ərzaq məhsul seçilmiş və 27 məhsul qrupu əsasında qruplaşdırılmışdır. Qeyd edək ki, indeks qlobal bazarı təmsil edən seçilmiş ərzaq qiymət indekslərinin orta çəkili göstəricisidir. İndeksin hesablanma qaydası isə aşağıdakı kimidir:

$$P_t = \sum_{k=1}^{27} p_t^k W_t^k \quad (2)$$

$$W_t^k = \frac{V_t^k}{\sum_{K=1}^{27} V_t^k} \quad (3)$$

burada p_t^k - k adlı ərzaq qiymətinin t zaman dilimində normallaşdırılmış qiyməti, W_t^k - isə həmin ərzaq məhsulunun Azərbaycan idxal səbətindəki çəkisidir. Normallaşdırılmış qiymətlər nominal ərzaq qiymətinin baza qiymətinə bölünməsi yolu ilə hesablanır. Baza qiyməti dedikdə həmin məhsul üzrə 2016-cı ildə orta qiymət nəzərdə tutulmuşdur (2016=100).

Məhsul qrupları üzrə qiymət indeksləri BVF tərəfindən aylıq əsasda açıqlanan qlobal əmtəə qiymətləri məlumatlarından, çəkilər isə “Trademap”-in ticarət statistikasına məlumat bazasından əldə olunmuşdur. BVF-nin metodologiyasından fərqli olaraq, Azərbaycanın idxal səbəti strukturunun volatilliyi

(dəyişkənliyi) nəzərə alınmaqla çəkilər özündən əvvəlki 2 ilin ortalaması kimi götürülmüşdür. Daha sonra çəkilər 2016-cı ilin qiymətləri ilə reallaşdırılmış və normallaşdırılmışdır.

Proqnoz modeli. Qiymətləndirmədə 3 izahedici dəyişəndən istifadə olunmuşdur. Tələb amili kimi global bazarda ticarət olunan buğda həcmi, təklif amili kimi isə global neft qiyməti⁵ və gübrə qiyməti göstəricilərindən istifadə olunmuşdur. Bu dəyişənlər üzrə tarixi məlumatlar müvafiq olaraq ABŞ Enerji İnformasiya Administrasiya, Dünya Bankı və Blumberq məlumat platformasından əldə olunmuşdur. Məlumat üçün qeyd edək ki, modeldə istifadə olunan buğda həcmi göstəricisi global bazarda ticarət olunan buğda fyuçers müqavilələrinin sayına (milyon ifadəsində) istinad olunub və buğda istehsal həcminə proksi olaraq qəbul edilmişdir. Modelə daxil olan diammonium fosfat (DAP) adlı gübrə dəyişəni isə DB-nın aylıq əsasda dərc etdiyi əmtəə qiymət indeksləri bülletenindən götürülmüşdür. Qeyd edək ki, bu növ gübrə qiyməti üzrə məlumatlar həm BVF, həm də DB tərəfdən açıqlansa da, modeldə özünü yaxşı göstərməsi və ədəbiyyatlarda ən çox istinad olunması baxımdan DB tərəfindən açıqlanan göstəriciyə üstünlük verilmişdir. Məlumat üçün qeyd edək ki, bitkilərin böyüməsi və inkişafı üçün vacib olan DAP kənd təsərrüfatında geniş istifadə olunan gübrə növüdür. Neft qiymətinin dövrlər üzrə kəskin volatilliyi nəzərə alaraq modeldə dəyişən ABŞ istehlakçı qiymət indeksi ilə reallaşdırılmışdır. Əlavə olaraq modelə iqtisadi artım göstəricisi (İqtisadi Əməkdaşlıq və İnkişaf Təşkilatı (İƏİT), dünya əhalisinin sayı və artım tempi, qeyri-müəyyənlik indeksi, buğda qiymətləri, Kilian indeksi (iqtisadi artım göstəricisi kimi), Baltik Quru indeksi daxil olmaqla bir neçə göstəricilər modelin proqnoz qabiliyyətinin yüksəldilməsi məqsədilə modelə daxil edilmişdir. Lakin əldə edilən proqnoz nəticələri habelə modelin diaqnostik testləri ilə bağlı (serial korrelyasiya) problemlər modelin qiymətləndirmə bacarığının etibarlı olmadığına əsas vermişdir.

Qiymətləndirmə 2002-2024-ci ilin sentyabr ayı üzrə rüblük məlumatlar əsasında aparılmışdır. Modelin rüblük model olduğu nəzərə alınaraq optimal laq uzunluğu 4 rüb müəyyən edilmişdir. İlk növbədə bütün dəyişənlər Census (X-11) metodu ilə mövsümilikdən təmizlənmiş və Genişləndirilmiş Diki-Fuler (ADF) vahid kök testi vasitəsilə stasionarlıq yoxlanılmışdır. ADF testini həyata keçirilməklə dəyişənlərin stasionarlığı yoxlanılmış və ARDL modelinin tələbləri qarşılanmışdır.⁶ Qeyd edək ki, modelin etibarlılığını və proqnozlaşdırılma zamanı adekvatlığını qiymətləndirmək üçün diaqnostik testlər (normallıq, serial korrelyasiya, heteroskedastiklik testləri) aparılmışdır. Diaqnostik test nəticələrinə əsasən istifadə olunan göstəricilər üzrə serial korrelyasiya və heteroskedastiklik problemi aşkarlanmamışdır (Əlavə 1). Modelin parametrlərinin stabilliyini yoxlamaq məqsədilə məcmu cəm (CUSUM) və kvadratların məcmu cəmi (CUSUMSQ) testləri tətbiq edilmişdir və modelin stabil olduğu müəyyənləşdirilmişdir (Əlavə 2).

Dəyişənlər arasında uzunmüddətli əlaqənin mövcudluğunun yoxlanması məqsədilə ARDL sərhəd testindən istifadə edilmişdir. Test zamanı F-statistikası hesablanmış və bu göstərici kritik sərhəd (bound) göstəriciləri ilə müqayisə edilmişdir. Nəticələrə əsasən 99% inam intervalında F-statistikasının (5.25) kritik həddin yuxarı səviyyəsindən yüksəkdir, bu da dəyişənlər arasında uzunmüddətli əlaqənin mövcud olduğunu göstərir (Əlavə 4). Qeyd edək ki, istifadə olunan bütün göstəricilər rəsmi qurumların (BVF, DB, ABŞ-ın Enerji İnformasiya Administrasiyası və s.) məlumat bazalarından əldə olunmuşdur (Cədvəl 1):

⁵ Global neft qiymətini həm tələb, həm də təkli amili kimi dəyərləndirmək olar.

⁶ ARDL modeli digər modellərdən fərqli olaraq dəyişənlərin $I(0)$ və ya $I(1)$ yəni müxtəlif inteqrasiya səviyyəsində olmasına icazə verir. Burada dəyişənlərin $I(2)$ səviyyəsində inteqrasiyası ARDL tələbini pozur.

Cədvəl 1. Qiymətləndirmədə istifadə edilmiş göstəricilər

Göstəricilər	Mənbə	Deskriptiv statistika				
		orta	std.	min.	maks.	müşahidə sayı
Qlobal ərzaq qiymətləri indeksi	BVF və müəllif hesablamaları	114.5	29.3	58.5	186.8	91
DAP gübrə qiymətləri indeksi	Dünya Bankı	142.9	63.7	49.7	338.5	98
Buğda istehsalı həcmi	Blumberq	0.7	0.4	0.1	1.8	98
Brent markalı neft qiyməti	ABŞ Enerji İnf. Adm.	70.7	26.2	21.1	121.4	98
ABŞ İQİ	ABŞ Əmək Stat. Bürosu	99.7	17	74.1	135.9	98

Məlumat üçün seçdiyimiz ARDL metodu digər ekonometrik modellərdən (VAR, VECM, AR) fərqli olaraq proqnozlaşdırma zamanı izahedici dəyişənlər üzrə proqnoz göstəricilərin ekzogen olaraq modelə daxil edilməsini tələb edir. Bu məqsədlə modeldə neft qiymətinin proqnozu göstəricisi Mərkəzi Bankın neft proqnozu, qlobal buğda həcmi və gübrə qiyməti üzrə proqnoz göstəricilər isə dəyişənlərin son 3 illik dövr üzrə orta artım tempinə istinad edilmişdir. Məlumat üçün bildirək ki, 3 illik orta artım tempinə alternativ olaraq proqnoz göstəricilər VAR, ARIMA və AR kimi ekonometrik modellər vasitəsilə qiymətləndirilmiş və ekzogen dəyişən kimi əsas modelə daxil edilmişdir. Əlavə olaraq, DB tərəfindən açıqlanan gübrə qiymətləri üzrə proqnoz göstəricilərindən də istifadə edilmişdir. Lakin bu proqnoz göstəricilər modelin stabilliyinə mənfi təsir etməsi səbəbilə istifadə olunmamışdır.⁷

Metodologiya

Qlobal ərzaq qiymətinin proqnozlaşdırılması dörd dəyişəndən ibarət avtoregressiv paylanmış gecikmə (ARDL - Autoregressive Distributed Lag) qiymətləndirmə metodundan istifadə edilərək qiymətləndirilir. ARDL metodu qiymətləndirmə zamanı həm asılı, həm də izahedici dəyişənlərin laqlarının modelə daxil edilməsinə imkan verir. Modeldə laq sayı Akaike informasiya kriteriyası (AIC) ilə seçilmişdir.

ARDL modelləri onilliklər ərzində ekonometrik ədəbiyyatlarda istifadə olunsa da, son illərdə kointeqrasiya əlaqələrinin tədqiqi metodu kimi populyarlıq qazanmışdır. ARDL metodologiyası üzrə əsas 2 seminal tədqiqat işi M. Hashem Pesaran, Yongcheol Shin və Smith tərəfindən hazırlanmış və ədəbiyyatlarda geniş şəkildə istifadə olunmağa başlanılmışdır (Pesaran, 1999). ARDL metodu tək tənlikli model çərçivəsində zaman sıraları ilə dinamik əlaqələrin təhlilinə imkan yaradan iqtisadi riyazi modeldir, burada kointeqrasiya metodu fərqli inteqrasiya dərəcəsinə malik seriyalar arasında uzunmüddətli əlaqəni müəyyən etmək üçün istifadə olunur (Pesaran & Shin, 1999; Pesaran et al., (2001)). Bu modeldə asılı dəyişənin cari dəyərinin həm özünün əvvəlki dəyərləri (AR), həm də digər izahedici dəyişənlərin cari və əvvəlki dəyərlərindən asılı olmasına icazə verilir (paylanmış gecikmə hissəsi). Modelin əsas üstünlüyü qısa zaman sıralarında belə dəyişənlər arasında həm qısamüddətli, həm də uzunmüddətli tarazlıq münasibətləri (kointeqrasiya) təhlilinə imkan verməsidir. Əlavə olaraq

⁷ Modelin proqnozlaşdırma qabiliyyətini qiymətləndirmək üçün nümunə daxili proqnoz testləri aparılmışdır. Orta artım tempi əsasında qurulmuş modelin proqnoz xətası (RMSE = 4.6), ekzogen dəyişənlər üzrə AR yanaşması ilə qurulmuş digər modelə (RMSE = 8.2) nisbətən əhəmiyyətli dərəcədə aşağıdır. Bundan əlavə, Dünya Bankının gübrə qiymətləri proqnozlarına əsaslanan modelin proqnoz xətası da yüksək qiymətləndirilmişdir (RMSE = 12.7)

ARDL modeli digər modellərdən fərqli olaraq, dəyişənlərin eyni inteqrasiya səviyyəsində olmasını (yəni müxtəlif səviyyədə inteqrasiya - I(0) və ya I(1)) tələb etmir və bu, onun çevik və geniş tətbiq dairəsinə malik model olmasına imkan verir. ARDL yanaşması qlobal ərzaq qiymətlərinin təhlili də daxil olmaqla müxtəlif sahələrdə geniş şəkildə tətbiq edilir. Tədqiqat işində bu modelə üstünlük verilməsinin əsas səbəbi, izahedici dəyişənlərin qlobal ərzaq qiymətlərinə qısa və uzunmüddətli təsirini qiymətləndirməyə daha yaxşı imkan verməsidir. Tədqiqatda dəyişənlərin zamanlararası dinamikası əsas maraq dairəsi olduğundan ARDL modelinin səviyyə tənlikləri formasından istifadə edilmişdir:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

burada: y_t - asılı dəyişən, x_t - müvafiq izahedici dəyişənlər, α_i və β_i - qiymətləndirilməsi tələb olunan əmsallar, α_0 - sabit dəyişən, ε_t - isə xəta payıdır. Xəta payının ağ küy prosesi ilə müşahidə olunduğu güman edilir (yəni reziduallar təsadüfi olaraq sıfır ətrafında paylanır). Reziduallar arasında korrelyasiya əlaqəsinin olub-olmadığını təmin etmək üçün optimal laq uzunluğu seçilmişdir. Dəyişənlər üzrə kointeqrasiya testi edildikdən sonra səbəbiyyət əlaqəsi ARDL modelindən əldə edilən Xətalərin təshihə modeli (ECM) ilə qiymətləndirilir və aşağıdakı tənlik şəklindədir:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j \Delta x_{t-j} + \lambda(y_{t-1} - \theta_0 - \theta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

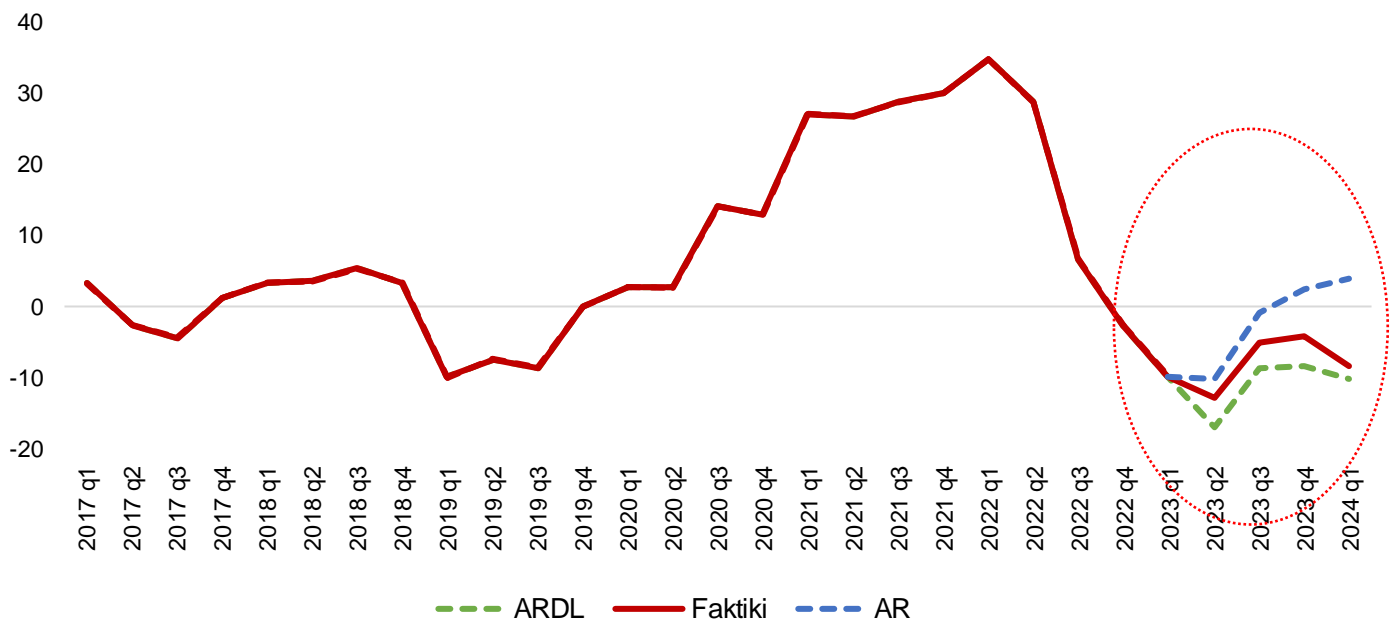
burada Δ birinci fərq operatorunu (yəni, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$), y_t asılı dəyişəni, x_t - izahedici dəyişəni, β_i və γ_j - qısamüddətli əmsalları, λ - sistemin qısamüddətli şokdan sonra nə qədər tez müddətdə uzunmüddətli tarazlığa qayıtdığını göstərən tənzimləmə sürətini (əmsalı), $(y_{t-1} - \theta_0 - \theta_1 x_{t-1})$ və ya *ECT* y və x arasında uzunmüddətli tarazlıq münasibətini (kointeqrasiyanı), ε_t ağ küy xəta terminini göstərir. Qiymətləndirilmə zamanı ECT əmsalı -0.43 qiymətləndirilmişdir. Bu isə kənarlaşmanın uzunmüddətli tarazlığına nisbətən orta sürətlə yaxınlaşacağını göstərir, yəni növbəti dövrdə qiymətlər uzunmüddətli tarazlığa doğru özünü təxminən 43% sürətlə düzəldəcəyini ifadə edir. Əmsal statistik olaraq əhəmiyyətli qiymətləndirilmişdir.

4. Qiymətləndirmə nəticələri

Qiymətləndirmə nəticələri göstərir ki, qlobal ərzaq qiyməti üzrə proqnoz ilə rəsmi proqnoz arasında dinamika bənzərdir, yayınmalar isə əsasən Azərbaycanın idxalında yüksək çəkiyə malik bir sıra məhsullar (dənli bitkilər, tərəvəz və s.) üzrə qiymətin volatil olması ilə əlaqədardır. Bu məhsulların dünya bazarındakı qiymət dəyişkənliyi, Azərbaycanın ərzaq idxalına və nəticə etibarilə, daxili qiymət dinamikasına ciddi təsir göstərir. Modelin proqnozlaşdırma qabiliyyətinin yoxlanılması məqsədilə nümunə daxili proqnozlaşdırma testləri aparılmışdır. Bu məqsədlə bençmark model kimi ədəbiyyatlarda ən çox istinad edilən avtoregressiv (AR) modeli istifadə olunmuşdur. AR modeli asılı dəyişəni yalnız öz keçmiş dövr məlumatları (laqları) əsasında qiymətləndirən modeldir və adətən proqnoz modellərində bençmark model kimi istifadə olunur. Aparılan qiymətləndirmələr göstərir ki, qısamüddətli dövrdə ARDL modelinin proqnozlaşdırma qabiliyyəti, ümumi bazar dinamikasını izləmə baxımından AR modeli ilə müqayisədə daha yaxşı nəticələr verir. Modelin təqdim etdiyi proqnoz

nəticələri beynəlxalq qurumlar tərəfindən verilən rəsmi proqnozlarla yüksək dərəcədə uyğunluq göstərir və bu da modelin tətbiqinin məqsədəuyğunluğunu təsdiqləyir. Bu arqumentin möhkəmləndirilməsi üçün modellərin proqnoz xətalrı hesablanmışdır. Bu məqsədlə, xətanın qiymətləndirilməsi üçün ən geniş istifadə olunan metodlardan biri olan RMSE (Root Mean Squared Error – kök orta kvadrat kənarlaşma) göstəricisi tətbiq edilmişdir. Nəticələr göstərir ki, qısamüddətli dövr üzrə (2023r2-2024r1) ARDL modelinin proqnoz xətası (ARDL RMSE=5.6), müqayisə edilən bənçmark modellə (AR RMSE=10.9) müqayisədə xeyli aşağı olmuşdur. Əlavə olaraq uzunmüddətli dövrdə də (2023r2-2025r1) ARDL modelinin proqnoz xətası (ARDL RMSE=4.6), müqayisə edilən bənçmark modellə (AR RMSE=14.6) müqayisədə əhəmiyyətli dərəcədə kiçik olmuşdur. Bu da, ARDL modelinin modifikasiya olunmuş qlobal ərzaq qiymətləri indeksi üzrə qısa müddətli proqnozlar üçün daha dəqiq və etibarlı olduğunu deməyə əsas verir (Qrafik 2).

Qrafik 2. Qlobal ərzaq qiyməti indeksi üzrə nümunə daxili proqnoz nəticəsi, ö.i.m.d.n. %-lə



Mənbe: AMB-nin qiymətləndirmələri

5. Nəticə

Tədqiqat nəticələri modifikasiya olunmuş qlobal ərzaq qiymətləri indeksinin yerli ərzaq inflyasiyasının proqnozlaşdırılması zamanı əsas fərziyyələrdən biri kimi istifadəyə yararlı olduğunu deməyə əsas verir. Qiymətləndirmə qlobal ərzaq qiymətlərinə əsas təsirin müvafiq olaraq dəyişənin özünün 1 aylıq laqı (gecikməsi), qlobal neft qiymətləri və gübrə qiymətlərindən gəldiyini müəyyənləşdirmişdir. Qeyd edək ki, modelin əsas çatışmazlığı zaman sırası və gecikmə uzunluğuna həssaslığı ilə bağlıdır. Eyni zamanda, BVF tərəfindən aylıq əsasda qlobal ərzaq qiymətlərinə dair məlumatların mütəmadi olaraq reviziya edilməsi də proqnoz xətasını artıran amillərdən biridir. Gələcəkdə modifikasiya olunmuş qlobal ərzaq qiymətləri proqnoz modelinin maşın öyrənməsi alqoritmləri ilə də yenidən qiymətləndirilməsi istisna olunmur.

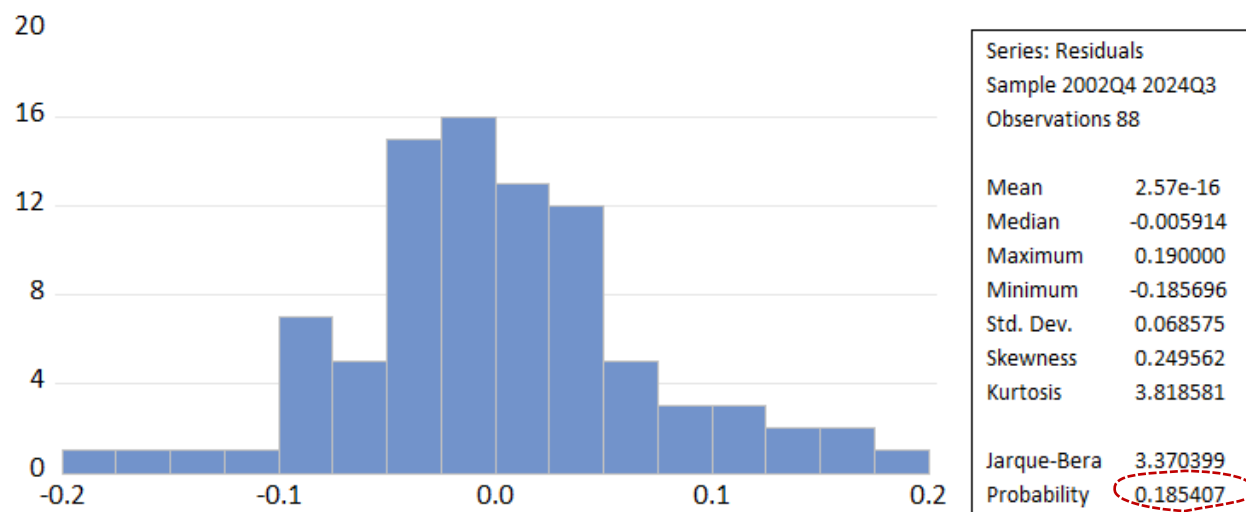
6. İstinadlar

- Akiyama, T. J. (2001). Commodity Market Reforms: Lessons of Two Decades. *Washington, DC: World Bank.*
- Asharani Samal, M. U. (2022). The impact of macroeconomic factors on food price inflation: an evidence from India. *Future Business Journal 2022, 8(1):15.*
- Christina Anderl, G. M. (2024). Global Food Prices and Inflation. *CESifo Working Paper, No. 10992, Center for Economic Studies and ifo Institute (CESifo),.*
- FAO. (2024). *Food Outlook – Biannual report on global food markets.* Rome: Food Outlook. Retrieved from <https://doi.org/10.4060/cd1158en>
- Fukase, E. a. (2017). Agro-Processing and Horticultural Exports from Africa. *International Food Policy Research Institute, Washington, DC.*
- Laborde, D. L. (2019). Poverty impact of food price shocks and policies. *World Bank Economic Review, 33(3), 976-984.*
- Pesaran, M. H. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. *In S. Strom (Ed.), Econometrics and Economic Theory in the 20th century: The Ragnar Frish Centennial Symposium (pp. 371-413). Cambridge University Press.*
- Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326.*
- Talat Ulussever, H. M. (2023). Estimation of Impacts of Global Factors on World Food Prices: A Comparison of Machine Learning Algorithms and Time Series Econometric Models. *Foods, 12(4):873.*
- Wright, B. (2014). “Global Biofuels: Key to the Puzzle of Grain Market Behavior.” . *Journal of Economic Perspectives , 28 (1): 73-98.*

7. Əlavələr

1. Diaqnostika testlərinin nəticələri

1.1 Normallıq testi



1.2 Breusch-Godfrey Serial Korrelyasiya testi:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 4 lags

F-statistic	1.474444	Prob. F(4,76)	0.2183
Obs*R-squared	6.337220	Prob. Chi-Square(4)	0.1753

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Date: 05/16/25 Time: 11:00

Sample (adjusted): 2002Q4 2024Q3

Included observations: 88 after adjustments

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(QLOBAL_ERZAQ_CPI_SA(-1))	-0.058967	0.103084	-0.572032	0.5690
LOG(FERTILIZER_2016_100_SA)	0.033289	0.046557	0.715019	0.4768
LOG(REALOILPRICE)	-0.041623	0.060714	-0.685563	0.4951
LOG(REALOILPRICE(-1))	0.042319	0.087431	0.484025	0.6298
LOG(REALOILPRICE(-2))	0.028527	0.084943	0.335843	0.7379
LOG(REALOILPRICE(-3))	-0.014064	0.059576	-0.236067	0.8140
LOG(WHEAT_VOLUME_SA)	-0.003932	0.024575	-0.160015	0.8733
C	0.105072	0.286558	0.366670	0.7149

1.3 Heteroskedastiklik testi: Breusch-Pagan-Godfrey

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.508250	Prob. F(7,80)	0.1764
Obs*R-squared	10.25955	Prob. Chi-Square(7)	0.1743
Scaled explained SS	11.94933	Prob. Chi-Square(7)	0.1022

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/16/25 Time: 11:00

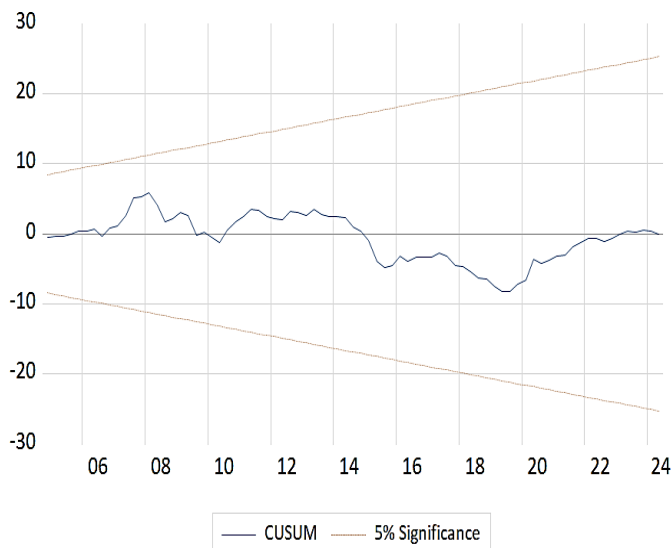
Sample (adjusted): 2002Q4 2024Q3

Included observations: 88 after adjustments

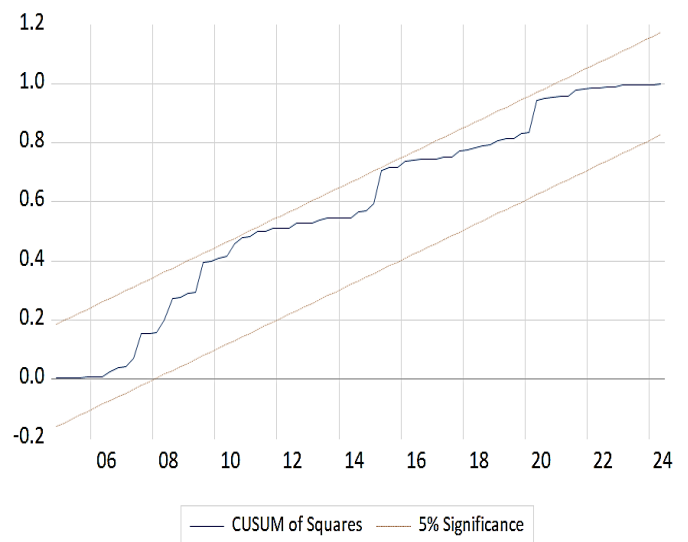
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.040691	0.030385	1.339204	0.1843
LOG(QLOBAL_ERZAQ_CPI_SA(-1))	-0.011225	0.009342	-1.201663	0.2330
LOG(FERTILIZER__2016_100__SA)	0.008331	0.004679	1.780785	0.0787
LOG(REALOILPRICE)	-0.001682	0.005930	-0.283686	0.7774
LOG(REALOILPRICE(-1))	-0.001651	0.008502	-0.194223	0.8465
LOG(REALOILPRICE(-2))	-0.004881	0.008451	-0.577542	0.5652
LOG(REALOILPRICE(-3))	0.013684	0.006006	2.278290	0.0254
LOG(WHEAT_VOLUME_SA)	-0.003488	0.002504	-1.393116	0.1674

2. Modelin stabillik testi

2.1 CUSUM testi



2.2 CUSUM² testi



3. Genişləndirilmiş Diki-Fuler (ADF) vahid kök test nəticələri (2002R1-2024R2)

Dəyişənlər	Səviyyə	Birinci tərtib fərq	Nəticə
Qlobal ərzaq qiymətləri indeksi	-2.27	-4.18***	I(1)
DAP gübrə qiymətləri indeksi	-2.88	-5.46***	I(1)
Buğda istehsalı həcmi	-4.51***	-	I(0)
Brent markalı real neft qiyməti	-2.78	-8.2***	I(1)

***, ** və * müvafiq olaraq 1%, 5% və 10%-də əhəmiyyətlik dərəcəsini ifadə edir.

4. ARDL sərhəd (bound) testinin nəticələri

Bounds Test

Null hypothesis: No levels relationship	
Number of cointegrating variables: 3	
Trend type: Rest. constant (Case 2)	
Sample size: 88	
Test Statistic	Value
F-statistic	5.249168

Bounds Critical Values

	10%		5%		1%	
Sample Size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
80	2.474	3.312	2.920	3.838	3.908	5.044
Asymptotic	2.370	3.200	2.790	3.670	3.650	4.660

* I(0) and I(1) are respectively the stationary and non-stationary bounds.