



OZIQ-OVQAT VA QISHLOQ XO'JALIGI TASHKILOTI OZIQ-OVQAT NARXLARI INDEKSI TENDENSIYALAR TAHLILI

Eshboyev Mirjalol Baxrom o'g'li

Toshkent davlat iqtisodiyot universiteti assistenti

Email: Eshboyevm97@mail.ru

Kamilova Zulfira Abduljabbarovna

Toshkent davlat iqtisodiyot universiteti magistranti

Email: zulfira.kamilova83@mail.ru

ARTICLE INFORMATION

Volume: 1

Issue: 7

DOI: https://doi.org/10.55439/INSURE/vol1_iss7/a33

ABSTRACT

Oziq-ovqat va qishloq xo'jaligi tashkiloti oziq-ovqat indeksining tahlili olib borildi. Yillar davomida ushbu indeksning natijalariga asoslangan holda ARIMA ekonometrik modeli orqali kelgusidagi natijalar prognoz qilindi. Prognoz natijasi indeks qiymatlarining sekinlik bilan o'sishini ko'rsatdi.

FAO (Food and Agriculture organization) food price index-oziq ovqat indeksi, ARIMA, Dikki-Fuller testi, avtoregressiv, Phillips -Perron testi, ishlab chiqarish birlik qiymati indeksi-MUV, Akaike ma'lumot mezonini (AIC).

KEYWORDS

Kirish (Introduction/Введение).

Oziq-ovqat bozori rivojlanish jarayoni shahar jamiyatidagi o'zgarishlarni, hayot uslubi va shahar aholisining rivojii xohishlarini o'z ichiga oladi. Oziq-ovqat bozori turli muammo'larni o'z ichiga oladi va ularni hal qilish uchun ijtimoiy mexanizm shakllanadi. Oziq-ovqat tarixidagi modernizatsiya paradigmasi sanoatlashtirish va urbanizatsiya tufayli miqdordan sifatga o'tishni taklif qiladi, ammo sanoatlashtirish va iqtisodiy o'sishga qaramay, ijtimoiy tengsizliklar va oziq-ovqat mahsulotlariga tengsiz kirish saqlanib qolmoqda. Global bozor dinamikasi doirasida turli iqtisodiy tizimlarning birgalikda yashashi mavjud.

FAO oziq-ovqat narxlari indeksi (FFPI-FAO food price index) 1996-yilda global qishloq xo'jaligi tovar bozorlaridagi o'zgarishlarni kuzatishda yordam berish uchun jamoat mulki sifatida kiritilgan. Unga kiritilgan yagona katta o'zgartirish - hozirgacha - 2009-yilda, uning asosiy davri 2002-2004 yillarga yangilangan. 2008-yilda narxlarning sezilarli o'sishi davrida FFPI zaif rivojlanayotgan mamlakatlar uchun oziq-ovqat xavfsizligi bilan bog'liq potentsial muammolarning ko'rsatkichi sifatida mashhur bo'ldi. O'shandan beri, 2009 va 2010 yillar bundan mustasno, qishloq xo'jaligi mahsulotlari narxlari 2008-yilga nisbatan nisbatan yuqori darajada saqlanib qoldi.

Mavzuga oid adabiyotlar tahlili (Literature review/Литературный обзор).

Mavzu doirasida quyidagi adabiyotlar tahlil qilindi.

□ Food Outlook. BIENNIAL REPORT ON GLOBAL FOOD MARKETS. June 2020

□ Box, G. E. P., G. M. Jenkins, G. C. Reinsel, and G. M. Ljung. 2016. Time Series Analysis: Forecasting and Control. 5th ed. Hoboken, NJ: Wiley

□ Newton, H. J. 1988. TIMESLAB: A Time Series Analysis Laboratory. Belmont, CA: Wadsworth.

□ Chatfield, C. 2004. The Analysis of Time Series: An Introduction. 6th ed. Boca Raton, FL: Chapman and Hall/CRC.

□ Hamilton, J. D. 1994. Time Series Analysis. Princeton, NJ: Princeton University Press.

□ Brockwell, P. J., and R. A. Davis. 2016. Introduction to Time Series and Forecasting. 3rd ed. Cham, Switzerland: Springer.

Tadqiqotni amalga oshirishda foydalanilgan usullar (Methods/Методы).

Tadqiqotni olib boirish jarajonida stata dasturidan foydalardan holda ARIMA modelidan foydalanildi. Statistikada va ekonometriyada, xususan, vaqt seriyalarini tahlil qilishda avtoregressiv integratsiyalashgan harakatlanuvchi o'rtacha (ARIMA) modeli avtoregressiv harakatlanuvchi o'rtacha (ARMA) modelining umumlashtirilishi hisoblanadi. Ma'lumotlarni yaxshiroq tushunish yoki kelgusi seriya nuqtalarini prognoz qilish uchun ushbu ikkala model ham vaqt seriyasi ma'lumotlariga o'rnatiladi. ARIMA modellari ma'lumotlar o'rtacha ma'noda stasionar emasligini ko'rsatadigan ba'zi hollarda qo'llaniladi.

Tahlillar (Analysis/Анализ).

FAO oziq-ovqat narxlari indeksi (FFPI) 1996-yilda joriy etilganidan beri jahon oziq-ovqat bozorlari tubdan o'zgardi. 1996-yildan 2020-yilgacha jahon aholisi 34 foizga o'sgan bo'lsa-da, global sof qishloq xo'jaligi mahsuloti o'zgarish qiyamda o'lchanadigan bo'lsak, qariyb 70 foizga oshdi. FFPI bo'yicha xalqaro bozorlarda sotiladigan oziq-ovqat tovarlari narxi 1996-yildan beri sotiladigan sanoat tovarlari birlik narxlariga nisbatan (Jahon bankining ishlab chiqarish birlik qiymati indeksi yoki MUV bilan o'lchanadi) qariyb 10 foizga oshdi. Biroq 1996-yildan boshlab ular 10 foizga tushdi. 2000-yilda 60 yillik eng past darajaga yaqinlashdi, keyin esa 2011-yilda 45 yillik eng yuqori darajaga ko'tarildi. Nominal narxlar har oyda yuqori o'zgarishlarni ko'rsatdi. Ushbu o'zgarish va noaniqlik sharoitida FAO oziq-ovqat narxlari indeksi xalqaro oziq-ovqat bozorlari holatining muhim va o'z vaqtida oylik ko'rsatkichiga aylandi, oziq-ovqat tovarlari narxlarining vaqt o'tishi bilan nominal va real ko'rsatkichlarda o'zgarishini baholaydi. Indeks har o'ning birinchi payshanbasida e'lon qilinganidan keyin keng tarqalgan bo'lib kotirovka qilinadi (har doim yuqori darajadagi ommaviy axborot vositalarida namoyish etiladi) va global siyosat muhokamalarida muhim havola hisoblanadi.

FAO oziq-ovqat narxlari indeksi (FFPI) 2024-yilning mart oyida 118,3 punktini tashkil etdi, bu fevral oyidagi qayta ko'rib chiqilgan

darajasidan 1,3 punktga (1,1 foiz) o'sdi, chunki o'simlik moylari, sut mahsulotlari va go'sht narxlarini indekslarining o'sishi o'tgan yildagi pasayishdan bir oz ko'proq bo'lgan. shakar va don mahsulotlari uchun. Indeks, yetti oylik pasayish tendentsiyasidan so'ng mart oyida birinchi marta ko'tarilgan bo'lsa-da, bir yil oldingi mos qiymatidan 9,9 punktga (7,7 foiz) pasaydi.

Mart oyida qishloq xo'jaligi mahsulotlari narxlarining o'rtacha indeksi 110,8 punkttni tashkil etib, fevral oyidan 3,0 punktga (2,6 foiz) o'sdi va 2023 yilning mart oyidan boshlab 27,7 punktga (20,0 foiz) pasaydi. Mart oyida o'rmon mahsulotlarining jahon narxlarini pasaydi. birinchi navbatda Yevropa Ittifoqi, Rossiya Federatsiyasi va Qo'shma Shtatlar o'rtasidagi kuchli eksport raqobatining davom etishi tufayli. Xitoydan o'rmon mahsulotlariga bo'lgan talabning pasayishi (Avstraliya va Qo'shma Shtatlarga nisbatan) o'rmon mahsulotlari bozorlariga pasayish bosimini keltirib chiqardi, bu esa 2024 yilda Rossiya Federatsiyasi va AQShda ishlab chiqarishning qulay istiqbollari bilan birga narxlarining pasayishiga yordam berdi. Aksincha, makkajo'xori eksport narxlarini oylik ma'lumotlarga nisbatan sezilarli darajada oshdi. Ukraina va boshqa joylarda logistika muammolari, ayniqsa Xitoydan sotib olishga bo'lgan qiziqishning oshishi makkajo'xori narxini biroq qo'llab-quvvatladi, ammo Argentina va Braziliyadagi mavsumiy bosimlar bu tendentsiyaga qarshi chiqdi. Mart oyida bug'doyning xalqaro narxlarini boshqa asosiy donlar uchun pasaydi, makkajo'xori narxi esa oshdi. FAO oziq-ovqat narxlarining umumiy indeksi mart oyida 1,7 foizga kamaydi, bu asosan global import talabining pasayishini aks ettiradi.

FAO o'simlik moyi narxlarini indeksi mart oyida o'rtacha 130,6 punkttni tashkil etdi, bu fevralga nisbatan 9,7 punktga (8,0 foiz) ko'p va bir yil ichida eng yuqori darajaga yetdi. Palma, soya, kungaboqar va kolza yog'i narxlarining keskin o'sishi yuqori tendentsiyaga turtki bo'ldi. Mart oyida xalqaro palma yog'i narxlarini o'sishda davom etdi, bu Janubi-Sharqiy Osiyodagi asosiy ishlab chiqaruvchi mamlakatlarda ishlab chiqarishning mavsumiy pasayishiga to'g'ri kelgan kuchli ichki talab tufayli qo'llab-quvvatlandi. Xuddi shunday, soya narxi, ayniqsa AQSH va Braziliyada kuchli talab tufayli yillik eng yuqori o'sishni boshdan kechirdi. Xuddi shunday, mart oyida kungaboqar va kolza yog'i narxlarini global import talabining ortishi fonida ko'tarildi. Bundan tashqari, xom neft narxining oshishi o'simlik moyi kotirovkalarini qo'llab-quvvatladi.

FAO sut mahsulotlari narxlarini indeksi mart oyida o'rtacha 124,2 punkttni tashkil etdi, bu fevral oyiga nisbatan 3,5 punktga (2,9 foiz) ko'p, bu ketma-ket oltinchi oylik o'sishni aks ettiradi, ammo o'tgan yilning mos davriga nisbatan hali ham 11,1 punktga (8,2 foiz) past. Mart oyida xalqaro sariyog' narxlarini parranda grippi avj olishining davom etayotgan ta'siri tufayli asosiy eksport qiluvchi mamlakatlarda ishlab chiqarish kamayib ketganiga qaramay, mamlakatlardan import talabining barqarorligi tufayli oshdi. Pishloq narxlarini ham, asosan, Pasxa bayramlari oldidan, xususan, G'arbiy Yevropada yuqori ichki talab tufayli ko'tarildi. Dunyo bo'ylab sariyog' narxi etakchi importchilar tomonidan xaridlarning ko'payishi tufayli o'sishda davom etdi, xalqaro pishloq narxi esa so'nggi besh oy ichida global import talabining pasayishi tufayli barqaror ravishda pasaydi. Bundan tashqari, to'dirilmagan yog'siz sut kukuni narxi keskin bozor sharoitlari tufayli ko'tarildi, chunki past bozor faolligi sharoitida talab zaiflashdi.

FAO go'sht narxlarini indeksi mart oyida o'rtacha 113,0 punkttni tashkil etdi, bu fevralga nisbatan 1,9 punktga (1,7 foiz) ko'p, bu oylik ketma-ket

ball (1,5 foiz) past edi. Mart oyida mol go'shtining xalqaro narxlarini ko'tarildi, bu asosiy ishlab chiqaruvchi mamlakatlarda, ayniqsa G'arbiy Yevropada Pasxa bayramlari bilan bog'liq bo'lgan so'yish faolligining kamayishi tufayli ishlab chiqarish kamayganiga qaramay, mamlakatlardan barqaror import talabi bilan qo'llab-quvvatlandi. Cho'chqa go'shti narxi asosiy import qiluvchi mamlakatlarning barqaror import talabi tufayli o'sishda davom etdi, xalqaro parranda go'shti narxlarini, birinchi navbatda, mavsumiy etkazib berishning ko'payishi tufayli, ayniqsa Avstraliyadan pasayish tendentsiyasini davom ettirdi.

FAO shakar narxlarini indeksi mart oyida o'rtacha 133,1 punkttni tashkil etdi, bu ikki oylik ketma-ket o'sishdan so'ng fevralga nisbatan 7,6 punktga (5,4 foiz) kamaydi, biroq baribir o'tgan yilgi mos qiymatdan 6,1 punktga (4,8 foiz) yuqori. Mart oyida xalqaro shakar narxlarining pasayishi Hindistonda 2023/24 yillar uchun shakar ishlab chiqarish bo'yicha yuqori prognozlarini qayta ko'rib chiqish va mavsum oxirida Tailandda shakar yig'ish sur'atlarini yaxshilash bilan izohlandi. Braziliyaning asosiy eksporti ham global shakar narxiga ta'sir qildi. Biroq, Braziliyada uzoq muddatli quruq ob-havo sharoiti bilan bog'liq davom etayotgan xavotirlar mavsumiy tendentsiyalarni kuchaytirishda va narxlarining o'sishini cheklashda davom etdi. Xuddi shunday, xalqaro xom neft narxlarining oshishi ham shakar narxining oshishiga yordam berdi.

Statistikada Dikkey-Fuller testi avtoregressiv (AR) vaqt seriyasi modelida birlik ildiz mavjudligi haqidagi nol gipotezani tekshiradi. Muqobil gipoteza testning qaysi versiyasidan foydalanilganiga qarab farqlanadi, lekin odatda statsionar yoki trend-statsionardir. Test 1979-yilda uni ishlab chiqqan statistiklar Devid Dikkey va Ueyn Fuller sharafiga nomlangan. Matematika va statistikada statsionar jarayon (yoki qattiq/qat'iy statsionar jarayon yoki kuchli/kuchli statsionar jarayon) vaqt o'tishi bilan siljishda shartsiz qo'shma ehtimollik taqsimoti o'zgaraydigan stokastik jarayondir.[1] Binobarin, o'rtacha va dispersiya kabi parametrlar ham vaqt o'tishi bilan o'zgaraydi. Agar siz statsionar jarayonning o'rtasidan chiziq chizsangiz, u tekis bo'lishi kerak; u tendentsiya chizig'i atrofida "mavsumiy" tsikllarga ega bo'lishi mumkin, lekin umuman olganda u yuqoriga yoki pastga tushmaydi.

Statsionarlik vaqt seriyalarini tahlil qilishda qo'llaniladigan ko'plab statistik protseduralar asosidagi taxmin bo'lganligi sababli, statsionar bo'lmagan ma'lumotlar ko'pincha statsionar bo'lish uchun o'zgartiriladi. Statsionarlikning buzilishining eng keng tarqalgan sababi bu o'rtacha qiymatdagi tendentsiya bo'lib, u birlik ildiz yoki deterministik tendentsiya mavjudligi bilan bog'liq bo'lishi mumkin. Birlik ildizning oldingi holatida stokastik zarbalar doimiy ta'sirga ega va jarayon o'rtacha qaytarilmaydi. Deterministik tendentsiyaning oxirgi holatida jarayon tendentsiya-statsionar jarayon deb ataladi va stokastik zarbalar faqat o'tkinchi ta'sirga ega bo'ladi, shundan so'ng o'zgaruvchi deterministik rivojlanayotgan (doimiy bo'lmagan) o'rtachaga intiladi.

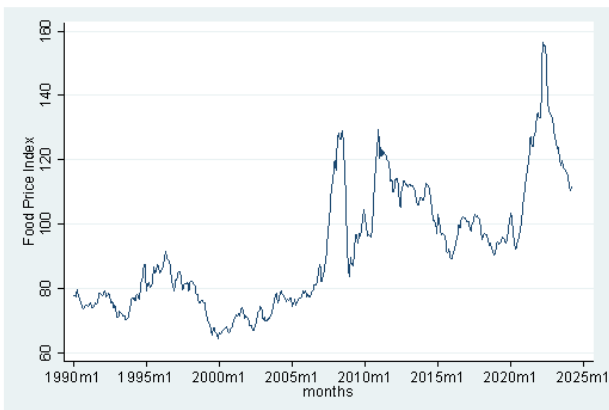
1-jadval.

Jahon oziq-ovqat narxlarini indeksi birinchi tartibli farqdan keyin Dikkey-Fuller testida tekshirilishi.

Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs = 409
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller
Z(t)	-14.556	-3.984	-3.424	-3.130	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000					
D2 FoodPri-x	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
L1	-0.686	0.047	-14.560	0.000	-0.779 -0.593
_trend	0.000	0.001	0.140	0.887	-0.002 0.002
_cons	0.026	0.253	0.100	0.918	-0.470 0.522

1-jadvaldan ma'lumki, p-value for Z(t)=0.0000 ushbu tenglik nol gipoteza rad etilganligini va testning statistik ahamiyatga ega ekanligini anglatadi. Shundan foydalangan holda yanda bir marotaba statistik ahamiyatga ega yoinki yo'q ekanligini tekshirib ko'rishimiz mumkin. Buning uchun quyidagi jadvalda Phillips-Perron testidan foydalanamiz.

Statistikada Phillips-Perron testi (Piter CB Phillips va Per Perron nomi bilan atalgan) birlik ildiz testidir.[2] Ya'ni, vaqt seriyalari tahlilida vaqt seriyasining 1- tartibdagi integrallanganligi haqidagi nol gipotezani tekshirish uchun foydalaniladi. p-value for Z(t)=0.0000 ushbu tenglik nol gipoteza rad etilganligini va testning statistik ahamiyatga ega ekanligini anglatadi.



1-rasm. Oziq-ovqat narxlarini indeksi (1990-yil 1-oy, 2025)

ikkinchi o'sishni ko'rsatadi. Bu daraja bir yil avval tegishli qiymatdan 1,7

2-jadval. Jahon oziq-ovqat narxlari indeksi birinchi tartibli farqdan keyin Phillips-Perron testida tekshirilishi.

Phillips-Perron test for unit root					Number of obs = 409
					Newey-West lags = 5
Interpolated Dickey-Fuller					
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-293.800	-28.718	-21.427	-18.064	
Z(t)	-14.726	-3.984	-3.424	-3.130	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000					
D.FoodPrice-x	Coef.	Std.Err.	t	P>t	[95%Conf. Interval]
D.FoodPrice-x					
L1.	0.314	0.047	6.660	0.000	0.221 0.407
_trend	0.000	0.001	0.140	0.887	-0.002 0.002
_cons	0.026	0.253	0.100	0.918	-0.470 0.522

AC MA(q) jarayonlari uchun Bartlett formulasiga asoslangan nuqtali ishonch oraliqlari bilan korrelogramma (avtokorrelatsiya grafigi) hosil qiladi. Box va boshqalar. (2016 yil, 2.1.4-m.)[3]; Nyuton (1988)[4]; Chatfield (2004)[5]; va Hamilton (1994)[6] korrelogrammalarining ajoyib tavsiflarini beradi. Nyuton (1988) ham turli miqdorlarni hisoblashni muvohama qiladi.

$x_1, x_2, \dots, x_n$ vaqt qatorlari uchun avtokovariatsiya funksiyasi $|v| < n$ uchun aniqlanadi, sifatida:

$$\hat{R} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(x_{i+v} - \bar{x}) \quad (1)$$

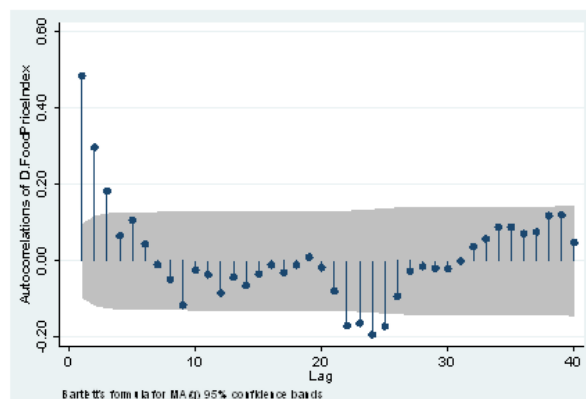
bu yerda $\bar{x}$ - namunaviy o'rtacha qiymat va avtokorrelatsiya funksiyasi quyidagicha aniqlanadi:

$$\hat{p}_v = \frac{\hat{R}(v)}{\hat{R}(0)} \quad (2)$$

$\hat{p}_v$ ning dispersiyasi MA(q) jarayonlar uchun Bartlett formulasi bilan berilgan. Brokvell va Devisdan (2016, 92)[7], bizda bor:

$$\text{Var}(\hat{p}_v) = \begin{cases} \frac{1}{n} & v = 1 \\ \frac{1}{n} \left(1 + 2 \sum_{i=1}^{v-1} \hat{p}^2(i) \right) & v > 1 \end{cases} \quad (3)$$

v kechikishdagi qisman avtokorrelatsiya $x_{t+1}, \dots, x_{t+v-1}$ effektlari olib tashlanganidan keyin x_t va x_{t+v} o'rtasidagi korrelatsiyani o'lchaydi. Odatiy bo'lib, korgram va pac uni baholash uchun regressiya asoslangan usuldan foydalanadi. Biz $x_{t-1}, \dots, x_{t-v}$ va doimiy hadda x_t ning OLS regressiyasini bajaramiz. x_{t-v} bo'yicha hisoblangan koeffitsient bizning v - qisman avtokorrelatsiyani baholashimizdir. Qoldiq dispersiya bu regressiyaning taxminiy dispersiyasi bo'lib, biz uni $\hat{R}(0)$ ga bo'lish orqali standartlashtiramiz.



2-rasm. Oziq-ovqat narxlari indeksi avtokorrelatsiya grafigi

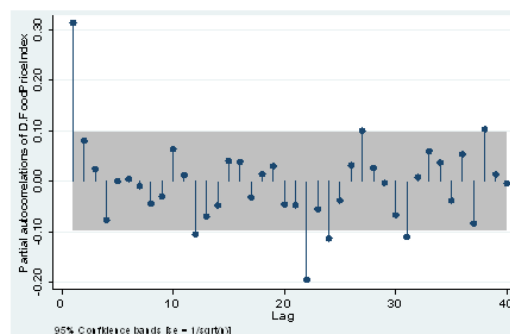
Quyida qisman avtokorrelatsiyalar grafigi (partial autocorrelation) - X standart xatosi yordamida hisoblangan ishonch oraliqlari. Har bir kechikish uchun qoldiq dispersiya ixtiyoriy ravishda grafikga kiritilishi mumkin.

Akaike ma'lumot mezoni modelni tanlash va model tuzilishidagi parsimonlikni baholash uchun ishlatilishi mumkin bo'lgan matematik formulalardan biridir. Ushbu mezonning tenglamasi quyidagicha aniqlanadi:

$$\text{AIC} = -2\ln(\sigma_e^2) + 2k \quad (4)$$

bu yerda n - qoldiqlar soni, σ_e^2 maksimal ehtimoli - qoldiq dispersiyasi va k esa $k = p + q + P + Q$ kabi model parametrlarining yig'indisi (Bonakdari, Pelletier va MartelPelletier, 2020b[8]; Gholami, Bonakdari, Ebtehaj, Shaghaghi va Xoshbin, 2017; Moeeni, Bonakdari va Fotemi, 2017[9]; Salas va boshqalar, 1980[10]). Agar eng kichik kvadrat baho ishlatilsa va xatolar normal taqsimlangan bo'lsa, u holda, σ_e^2 o'rnatilgan modeldagi qoldiqlarning dispersiyasiga teng bo'ladi (Burnham va Anderson, 2004)[11] va natijada tenglama quyidagicha bo'ladi:

$$\text{AIC} = n \ln(\sigma_e^2) + 2k \quad (5)$$



3-rasm. Oziq-ovqat narxlari indeksi qisman avtokorrelatsiyalar grafigi

Yuqoridagi tenglamada, (5), $2k$ - formulaning juda ko'p parametrlari modelni tanlashga yo'l qo'ymaslik uchun qo'shilgan qo'shimcha muddati. Biroq, oz sonli namuna o'lchamlarini o'z ichiga olgan ma'lumotlar to'plamida Akaike ma'lumot mezoni (AIC) usuli parametrlarni ortiqcha baholashga va ko'proq parametrlarga ega modellarni tanlashga moyil bo'lishi mumkin (Peña, Tiao va Tsay, 2001)[12]. Shuning uchun, buni hisobga olish uchun tuzatilgan Akaike axborot mezoni (AICc) taqdim etiladi. Muammo AIC tenglamasiga boshqa jama muddatini qo'shish orqali hal qilinadi. AICc tenglamasi (6) tenglamada ko'rsatilgan (Bonakdari, Tardif, Abram, Pelletier, and Martel-Pelletier, 2020a[13]; Elkurdy, Binns, Bonakdari, Gharabaghi, and Mcbean, 2021[14]; Moeeni, Bonakdari, Fatemi, va 2017):

$$\text{AICc} = \text{AIC} + \frac{2k(k+1)}{n-k-1} \quad (6)$$

AICc va AIC har bir vaqt seriyasini modelashtirish muammosi uchun eng yaxshi modellarni tanlash uchun ishlatilishi mumkin.

3-jadval.

Akaike ma'lumot mezonl model					
Akaike's information criterion and Bayesian information criterion	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
Obs					
409	-982.704	-961.476	3	1928.953	1940.994

Olingan natijalar (Results/Результаты). ARIMA modellari odatda ARIMA (p, d, q) bilan belgilanadi, bu yerda p, d va q parametrlari manfiy bo'lmagan butun sonlar, p - avtoregressiv modelning tartibi (vaqtning kechikishlar soni), d - daraja. farqlash (ma'lumotlarning o'tmishdagi qiymatlari necha marta olib tashlanganligi) va q - harakatlanuvchi o'rtacha modelning tartibi. Yuqoridagi bajarilgan ketma-ketliklardan olingan natijalar asosida ARIMA(7,2,7) modeli tuzildi. p va q qiymatlarni topish uchun qisman avtokorrelatsiya grafigi hamda avtokorrelatsiya grafigidan foydalangan holda tuzildi.

4-jadval.

ARIMA(7,2,7) modeli jadvali natijasi						
	Coef.	Std.Err.	t-value	p-value	[95% Conf. Interval]	Sig
D2.FoodPriceIndx						
Constant	0	.002	0.16	.873	-.003 .003	
L	.405	.065	6.22	0	.278 .533	***
L2	-.784	.076	-10.33	0	-.933 -.635	***
L3	.028	.048	0.59	.558	-.067 .123	
L4	-.812	.022	-36.87	0	-.855 -.768	***
L5	.47	.058	8.10	0	.356 .583	***
L6	-.828	.073	-11.30	0	-.972 -.685	***
L7	.258	.052	4.95	0	.156 .361	***
L	-1.13	.108	-10.43	0	-1.342 -.918	***
L2	.997	.	.	.	.	
L3	-.614	.	.	.	.	
L4	.695	.143	4.87	0	.415 .974	***
L5	-1.087	.139	-7.81	0	-1.36 -.814	***
L6	1.062	.181	5.85	0	.706 1.417	***
L7	-.921	.071	-12.90	0	-1.061 -.781	***
Constant	2.434	.	.	.	.	
Mean dependent var	0.002	SD dependent var	3.136			
Number of obs	409	Chi-square	123738.433			
Prob > chi2	.	Akaike crit. (AIC)	1927.657			

*** p < .01, ** p < .05, * p < .1

ARIMA (AutoRegressive Integrated Moving Average) modeli uchun koeffitsientlarni quyidagicha izohlash mumkin:

L, L2, ..., L7 - bular o'tmishdagi 7 oygacha bo'lgan qaram o'zgaruvchining (oziq-ovqat narxlari indeksi) kechikkan qiymatlarini ifodalaydi. L, L2, ..., L7 uchun koeffitsientlar farqlanishini hisobga olgan holda qaram o'zgaruvchining har bir kechikish qiymatining joriy qiymatga ta'sirini ifodalaydi. Har bir koeffitsientning belgisi kechiktirilgan qiymatlar va oziq-ovqat narxlari indeksining joriy qiymati o'rtasidagi bog'liqlik yo'nalishini ko'rsatadi. Har bir koeffitsientning kattaligi ushbu munosabatlarning kuchini ko'rsatadi.

Masalan: L uchun koeffitsient 0,405 ni tashkil etadi, bu o'tgan oyda oziq-ovqat narxlari indeksining bir birlik o'sishi joriy davrda 0,405 birlik o'sishiga olib keladi, boshqa o'zgaruvchilar o'zgarimas bo'ladi.

L2 uchun koeffitsient -0,784 ni tashkil etadi, bu ikki oy oldin oziq-ovqat narxlari indeksining bir birlik o'sishi joriy davrda 0,784 birlik kamayishiga olib keladi va boshqa o'zgaruvchilar o'zgarimasligini ko'rsatadi.

5-jadval.

Tavsiflovchi statistika					
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
error	409	.012	2.465	-11.679	15.17

Obs: Bu "xato" o'zgaruvchisi uchun kuzatuvlar sonini ifodalaydi, ya'ni 409.

O'rtacha (mean): Bu barcha kuzatishlar bo'yicha "xato" o'zgaruvchisining o'rtacha qiymati, taxminan 0,012.

Std. Dev.: Bu "xato" o'zgaruvchisining standart og'ishi bo'lib, u o'rtacha atrofida qiymatlarning tarqalishini yoki tarqalishini o'lchaydi. Bunday holda, u taxminan 2,465 ni tashkil qiladi.

Min: Bu "xato" o'zgaruvchisida kuzatilgan minimal qiymat, bu -11,679.

Maks: Bu "xato" o'zgaruvchisida kuzatilgan maksimal qiymat, ya'ni 15,17.

Ushbu tavsiflovchi statistik ma'lumotlardan biz "xato" o'zgaruvchisi o'rtacha nolga yaqin ekanligini ko'rishimiz mumkin, bu o'rtacha xatolar kichik ekanligini ko'rsatadi. 2.465 standart og'ish o'rtacha atrofida xatolarda ba'zi o'zgaruvchanlik borligini ko'rsatadi. Minimal va maksimal qiymatlar kuzatilgan xatolar oralig'ini ko'rsatadi, -11,679 dan 15,17 gacha

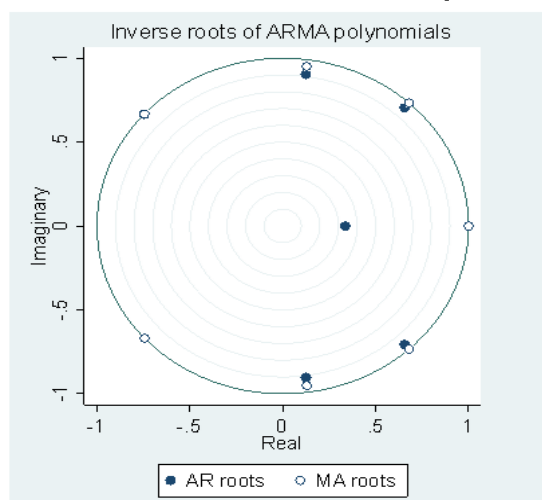
6-jadval.

Xususiy qiymat barqarorligi sharti ko'rsatkichlari

Eigenvalue stability condition		Eigenvalue stability condition	
Eigenvalue	Modulus	Eigenvalue	Modulus
-.7449567 + .6668552i	.999828	-.7437481 + .668461i	1
-.7449567 - .6668552i	.999828	-.7437481 - .668461i	1
.6553787 + .7054719i	.962918	.6795624 + .7336177i	1
.6553787 - .7054719i	.962918	.6795624 - .7336177i	1
.124694 + .9033113i	.911877	1	1
.124694 - .9033113i	.911877	.1292604 + .9511347i	.959878
.3352466	.335247	.1292604 - .9511347i	.959878

All the eigenvalues lie inside the unit circle. At least one eigenvalue is at least 1.0.
AR parameters satisfy stability condition. MA parameters do not satisfy invertibility condition.

Xususiy qiymat (Eigenvalue): Bu ma'lum bir xos vektorning masshtablash faktorini ifodalovchi qiymat. Vaqt seriyalari modellari kontekstida o'z qiymatlari ko'pincha barqarorlik shartlarini aniqlash va vaqt davomida modelning xatti-harakatlarini baholash uchun ishlatiladi. Modul: Bu modelning barqarorligini tushunish uchun muhim bo'lgan o'z qiymatning mutlaq qiymati yoki kattaligiga ishora qiladi. Agar xususiy qiymat moduli 1 dan kichik bo'lsa, bu model barqaror ekanligini



4-rasm. ARMA polinomining teskari ildizlari

ko'rsatadi. Barcha xos qiymatlar birlik doirasi ichida yotadi: Bu bayonot barcha xos qiymatlar 1 dan kichik modulga ega ekanligini ko'rsatadi. Vaqt

References:

- Gagniuc, Paul A. (2017). Markov Chains: From Theory to Implementation and Experimentation. USA, NJ: John Wiley & Sons. pp.1–256. ISBN 978-1-119-38755-8.
- Phillips, PCB; Perron, P. (1988). "Vaqt seriyasining regressiyasida birlik ildizi uchun sinov" (PDF) . Biometrika . 75 (2): 335–346. doi : 10.1093/biomet/75.2.335
- Box, G. E. P., G. M. Jenkins, G. C. Reinsel, and G. M. Ljung. 2016. Time Series Analysis: Forecasting and Control. 5th ed. Hoboken, NJ: Wiley
- Newton, H. J. 1988. TIMESLAB: A Time Series Analysis Laboratory. Belmont, CA: Wadsworth.
- Chatfield, C. 2004. The Analysis of Time Series: An Introduction. 6th ed. Boca Raton, FL: Chapman and Hall/CRC.
- Hamilton, J. D. 1994. Time Series Analysis. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Brockwell, P. J., and R. A. Davis. 2016. Introduction to Time Series and Forecasting. 3rd ed. Cham, Switzerland: Springer.
- Bonakdari, H., Pelletier, J.-P., Martel-Pelletier, J., 2020b. A reliable time-series method for predicting arthritic disease outcomes: New step from regression toward a nonlinear artificial intelligence method. Computer Methods and Programs in Biomedicine 189, 105315.
- Moeeni, H., Bonakdari, H., Fatemi, S.E., 2017. Stochastic model stationarization by eliminating the periodic term and its effect on time series prediction. Journal of Hydrology 547, 348–364. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2017.02.012>.
- Salas, J.D., Yevjevich, V., Lane, W.L., Delleur, J.W., 1980. Applied modeling of hydrologic time series. Water Resources Publications, Littleton, CO.



5-rasm. Oziq-ovqat indeksi dastlabki hamda tadqiqotdan keyingi natijalar aksi

Yuqoridagi 5-rasmdan ko'rsatkichlar yana o'sayotganini ko'rishimiz mumkin. Albatta dunyodagi narxlar bilan bog'liq. Ulardan tashqari esa yoqilg'i xarajatlari ham mavjud. Albatta mamlakatlar siyosiy ziddiyatga borgan sayin narxlar sun'iy ravishda oshishni boshlaydi. Bu esa rivojlanayotgan mamlakatlarning past daromad ko'ruvchi aholisi uchun jiddiy ta'sirlar ko'rsatadi. Albatta bu ko'rsatkichlarning o'sishi mamlakatlardagi iste'mol hamda aholining o'sishi bilan uzviy tarzda bog'liqdir. Chunki bu ko'rsatkichning asosini 5 ta boshqa ko'rsatkich tashkil qiladi. Ushbu tashkil qiluvchilarni esa har biri mahsulotlarning narxini o'sishi bilan ifodalanadi. Lekin aholining ta'siri qolgan barcha omillardan ko'ra yuqori turadi. Iste'mol darajasi har doim va yildan-yilga o'sib boradi.

Maqola bo'yicha xulosa va takliflar (Conclusions/Заключения).

Sanoati rivojlangan mamlakatlarda oziq-ovqat bozori iste'molchilarning qulaylik, xizmatlar va sog'lom, sifatli oziq-ovqat variantlariga bo'lgan talablarini qondirish uchun rivojlanmoqda, bunda muqobil bozor shakllariga o'tish va bozorlar uchun ishlab chiqarish usullarini takomillashtirishga e'tibor qaratiladi. Rivojlanayotgan mamlakatlarda oziq-ovqat sanoati sezilarli darajada o'sishi kutilmoqda, ammo u kapitalni qayta taqsimlash va gipersegmentatsiya va brendning tarqalishi kabi muammolarga duch kelishi mumkin. Narxlar darajasining ko'tarilishi albatta rivojlangan mamlakatlarning siyosiy pozitsiyasi tufayli tubdan o'zgarishi mumkin.

-
11. Burnham, K.P., Anderson, D.R., 2004. Multimodel inference: Understanding AIC and BIC in model selection. *Sociological Methods & Research* 33 (2), 261–304
 12. Peña, D., Tiao, G.C., Tsay, R.S., 2001. A course in time series analysis. Wiley, New York, NY Wiley Series in Probability and Statistics.
 13. Bonakdari, H., Pelletier, J.-P., Martel-Pelletier, J., 2020a. A continuous data driven translational model to evaluate effectiveness of population-level health interventions: Case study, smoking ban in public places on hospital admissions for acute coronary events. *Journal of translational medicine* 18 (1), 1–21.
 14. Elkurdy, M., Binns, A.D., Bonakdari, H., Gharabaghi, B., Mcbean, E., 2021. Early detection of riverine flooding events using the group method of data handling for the Bow River, Alberta, Canada. *International Journal of River Basin Management* 1–12. <https://doi.org/10.1080/>