



O'ZBEKISTONDA ENERGIYA ISTE'MOLINI PROGNOZ QILISH

Mamasoliyev Sarvar

Toshkent davlat iqtisodiyot universiteti

ORCID: 0009-0003-1905-5108

s.mamasoliyev@tsue.uz

Annotatsiya. Mamlakat iqtisodiyoti uchun energiya talabini prognoz qilish, oldindan baholash uchun ishonchli prognozlash usullarini ishlab chiqish zarur. Bu iqtisodchilar uchun iste'molchilarning energiyaga bo'lgan ehtiyojlarini aniqroq kuzatish va tahlil qilish imkonini beradi. Shu maqsadda ushbu tadqiqot amalga oshirilib, O'zbekiston Respublikasi energiya iste'moli hajmi 1985-2023 yillar oralig'ida yig'ilgan ma'lumotlarga asoslanib, uzoq muddatli energiya iste'molining prognozini aniqlandi. Prognozlash jarayonida ekonometrik ARIMA modeli qo'llanildi. Eng yaxshi ARIMA tartibini aniqlash bo'yicha Boks-Jenkins metodologiyasidan foydalanildi. Natijalariga ko'ra, ARIMA (0,1,3) modeli eng kichik xatolik bilan eng optimal model deb topildi. Ushbu model asosida umumiy prognoz natijalari bo'yicha o'rtacha foiz xatolik 7,2 foizni tashkil etdi. Energiya iste'moliga doir uzoq muddatli taktik qarorlar qabul qilishda ARIMA eng samarali model ekanligi aniqlandi.

Kalit so'zlar: ARIMA, AIC, BIC, statsionarlik.

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ПОТРЕБЛЕНИЯ ЭНЕРГИИ В УЗБЕКИСТАНЕ

Мамасалиев Сарвар

Ташкентский государственный экономический университет

Аннотация. Необходимо разработать надежные методы прогнозирования и предварительной оценки потребности экономики страны в энергии. Это позволяет экономистам более точно отслеживать и анализировать потребности потребителей в энергии. С этой целью было проведено данное исследование на основе собранных данных об объеме энергопотребления Республики Узбекистан за период с 1985 по 2023 годы и определен прогноз долгосрочного энергопотребления. В процессе прогнозирования использовалась эконометрическая модель ARIMA. Для определения лучшей процедуры ARIMA использовалась методология Бокса-Дженкинса. По результатам модель ARIMA (0,1,3) оказалась наиболее оптимальной моделью с наименьшей ошибкой. На основе этой модели средняя процентная ошибка общих результатов прогноза составила 7,2 процента. ARIMA оказалась наиболее эффективной моделью для принятия долгосрочных тактических решений относительно энергопотребления.

Ключевые слова: ARIMA, AIC, BIC, стационарность.

FORECASTING ENERGY CONSUMPTION IN UZBEKISTAN

Mamasoliyev Sarvar

Tashkent State University of Economics

Abstract. *It is vital to establish trustworthy forecasting methodologies in order to predict and assess a country's energy consumption ahead of time. This enables economists to better track and analyze consumers' energy needs. To that purpose, this study was done to establish the Republic of Uzbekistan's long-term energy consumption forecast using data on energy consumption volume acquired between 1985 and 2023. The forecasting procedure used the econometric ARIMA model. The Box-Jenkins approach was used to determine the optimal ARIMA order. According to the findings, the ARIMA (0,1,3) model was shown to be the most accurate. Based on this model, the entire predicted results had an average percentage inaccuracy of 7.2 percent. It was discovered that ARIMA is the most effective model for making long-term strategic decisions about energy consumption.*

Keywords: ARIMA, AIC, BIC, stationarity.

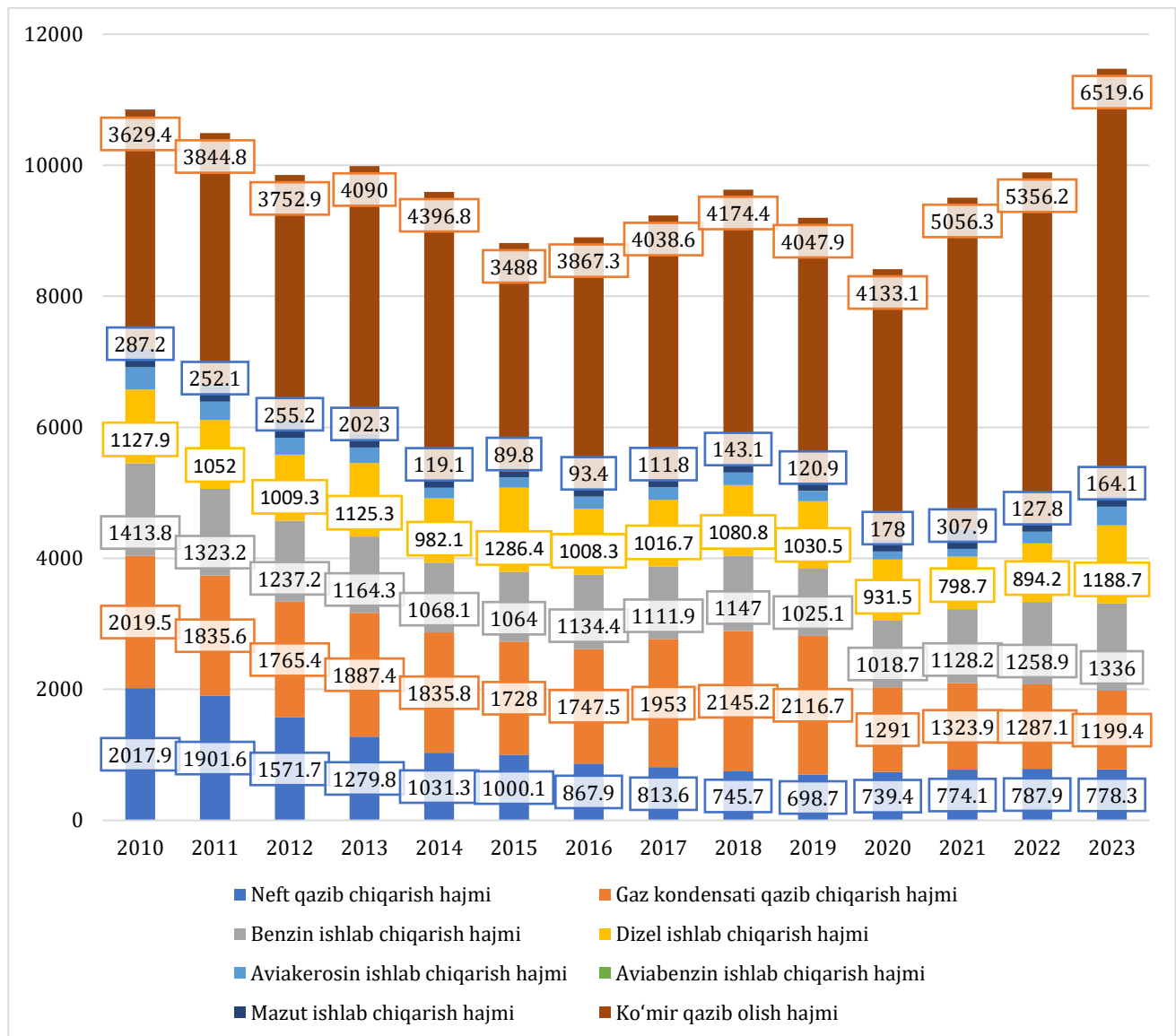
Kirish.

O'zbekistonning energiya iste'moliga bo'lgan talab so'nggi o'n yil ichida sezilarli o'zgarishlarga uchradi, bu jarayon ichki talabning ortishi, mintaqaviy energetika hamkorligi va global barqarorlik majburiyatlari bilan bog'liq. Mamlakat energiya diversifikatsiyasi tomon muhim qadamlarni bosa boshladi, jumladan, qayta tiklanuvchi energiya manbalariga investitsiyalar, tabiiy gaz infratuzilmasini rivojlantirish va elektr energetika sohasidagi islohotlarni amalga oshirdi. Biroq, elektr energiyasi hamda neft-gaz sanoatining jadal kengayishi yanada keng qamrovli energetika siyosiyosatini ko'rib chiqishni talab qiladi.

O'zbekiston hali ham tabiiy ko'mirga kuchli bog'liq bo'lib, u mamlakatda ishlab chiqariladigan elektr energiyasining 80 foizidan ortig'ini ta'minlaydi. Hukumat 2030-yilgacha qayta tiklanuvchi energiya manbalari, xususan, quyosh va shamol energiyasining ulushini 25 foizga yetkazish bo'yicha ulkan maqsadlarni belgilagan. Biroq, asosiy muammo energiya kengayishini barqarorlik bilan muvozanatlashdir. Yangi infratuzilmaviy investitsiyalar toza energiyaga o'tishni qo'llab-quvvatlashi, shu bilan birga energiya xavfsizligi va iqtisodiy barqarorlikni ta'minlashi kerak.

O'zbekistonda sanoat va qishloq xo'jaligi sektorining energiya iste'moli hali ham dolzarb muammo bo'lib qolmoqda va energiya samaradorligini oshirish uchun kuchli energiya boshqaruv tizimlarini ishlab chiqishni talab qiladi. Ushbu tadqiqotning asosiy maqsadi eng yaxshi ekonometrik modellar orqali energiya iste'molini prognoz qilishdan iborat. Tadqiqotda uy xo'jaligi, korxonalar, davlat tomonidan energiyasi iste'molini aniq prognozlashni yaxshilashga qaratilgan bo'lib, buning uchun ARIMA kabi klassik regressiya modellaridan foydalaniladi. Tadqiqot uchun ishlatilgan ma'lumotlar to'plami stat.uz va jahon banki ma'lumotlaridan 1985-2023 yillar kesimini o'zi ichiga oladi va real vaqtli qator modellashtirish murakkabliklarini aks ettiradi. Energiya barcha faoliyat turlarining uzluksiz ishlashi uchun muhim omil hisoblanadi, bu rivojlangan yoki rivojlanayotgan mamlakatlar uchun ham dolzarbdir. Misol uchun so'nggi o'n yilliklarda Xitoyning yuqori iqtisodiy o'sish sur'ati energiya iste'moliga kuchli bog'liq bo'lib kelgan. Xitoyning energiya iste'moli 1981-yilda ko'mir 594,47 million tonnadan 2012-yilda 3617,32 mln to'nnagacha oshgan. Tezkor iqtisodiy o'sish energiya iste'molining sezilarli darajada ortishiga olib keldi, va ayrim hollarda ortiqcha energiya iste'moli resurslarning mavjud imkoniyatlari hamda atrof-muhitning zararlanishi ko'rsatkichlarini ko'tarish qobiliyati chegaralaridan oshib ketdi. O'rta Osiyoda energiya tanqisligi 21-asrning asosiy muammolaridan biriga aylandi. Energiya iste'moli o'sish sur'atini nazorat qilish va uning samaradorligini oshirish O'zbekistonning kelajakdagi iqtisodiy rivojlanishining ustuvor yo'nalishlaridan biri hisoblanadi. Energiya boshqaruvini

modellashtirish va prognoz qilish mamlakatimiz kabi rivojlanayotgan mamlakatlarda samarali energiya va iqtisodiy siyosatni shakllantirish uchun muhim ahamiyatga ega.



1-rasm. O'zbekistonda 2010-2023 oralig'ida jami energiya ishlab chiqarish hajmi

Ushbu 1-rasmda energiya iste'moli bo'yicha ma'lumotlar O'zbekiston statistika dan olingan bo'lib O'zbekistonning umumiy energiya iste'moli sezilarli o'sish tendensiyasiga ega ekanini ko'rish mumkin, Ko'mir ishlab chiqarish 2010-yilda 3629,4 dan 2023-yilda 6519,6 Mtce gacha oshgan. Xususan, 2022 va 2023-yillarda energiya iste'molining o'sish sur'ati yuqori bo'lgan. 2020-2023 yillar oralig'ida energiya iste'molining o'rtacha yillik o'sish sur'ati taxminan 1,36% ni tashkil qilgan. Jami energiya ishlab chiqarish 2010-2017-yillarda esa 14% ga tushib borib, 2018-yildan jadal o'sish bosqichiga kirgan. Energiya tarkibi nuqtayi nazaridan, turli energiya manbalarining umumiy iste'moldagi ulushi quyidagicha bo'lgan: Neft qazib chiqarish hajmi 2023-yilda 61,4% foizga kamaygan Gaz kondensati qazib chiqarish hajmi– 40,6%, Mazut ishlab chiqarish hajmi– 42,8%, Benzin ishlab chiqarish hajmi– 5%, Aviakerosin ishlab chiqarish hajmi– 15,2% ga kamayishi kuzatilgan. Hamda shu bilan birga Ko'mir qazib olish hajmi– 79,6%, Dizel ishlab chiqarish hajmi– 5,0% ga o'sish kuzatilgan.

Bundan keyin esa energiya tarkibining optimallashtirishi bo'yicha qarorlar qabul qilish zarur bo'ladi. Ko'mir iste'molining kamayishi va qayta tiklanuvchi energiya ulushining oshishi

barqaror energiya-iqtisodiy rivojlanishni qo'llab-quvvatlaydi hamda atrof-muhitni muhofaza qilishga hissa qo'shadi.

Adabiyotlar sharhi.

Energiya resurslardan samarali foydalanish nafaqat kelajak avlodlar uchun energiya zahiralarini saqlab qolishni, balki har qaysi sektorda ishlab chiqarish tannarxini kamaytirishni, korxona va tashkilotlarning ichki va jahon bozorlarida raqobatbardoshligini oshirishni o'z ichiga oladi, bu esa iqtisodiy o'sishga olib keladi (Suo, 2024). Vaqtli qator ma'lumotlari o'zining o'zgaruvchanlik dinamikasini aks ettirgani sababli, ularni samarali talqin qilish va prognozlash uchun ishlatish mumkin. Dastlab optimal ARIMA modeli aniqlanadi. Keyinchalik, (Lai, 2014) neyron tarmog'ini qurishni optimallashtirish uchun impuls omili qo'llaniladi. Neyron tarmoqning moslash xatosi sinov natijalariga asoslangan holda ketma-ketlik ma'lumotlarini yanada aniqroq chiqarib olish uchun qo'shimcha neyron tarmoq qurishda foydalaniladi. Regressiv tahlil, Auto-Regressive Integrated Moving Average (ARIMA) va Seasonal Auto-Regressive Integrated Moving Average (SARIMA) ekonometrik yechimlar sifatida taklif etilgan (Akaike, 1973). Riadh Kadri va boshqalar Italiya elektr energiyasi iste'molini chiziqli regressiya modeli yordamida prognozlab, iqtisodiy va demografik omillarning ta'sirini o'rganishgan. Tadqiqotda tarixiy iste'mol ma'lumotlari, aholi soni, aholi jon boshiga yalpi ichki mahsulot (YAIM), umumiy YAIM kabilar ko'rib chiqilgan bo'lib, ushbu o'zgaruvchilar Italiyada yillik elektr energiyasi iste'moli bilan bog'liq holda tahlil qilinib, uzoq muddatli prognozlash modellari yaxshilangan. Bishnu (2019) esa 2000-yil yanvardan 2009-yil dekabrigacha bo'lgan iste'mol narxlari indeksi (CPI) bo'yicha oylik ma'lumotlar asosida tadqiqot olib borgan. ARIMA modelining korrelyatsiya funksiyasi, qisman korrelyatsiya funksiyasi, stasionarlik va qoldiq avtokorrelyatsiyasi statistikasini tahlil qilish orqali, ARIMA (12,1,12) modeli 2010-yildan keyingi Xitoyning oylik CPI prognozi uchun eng aniq model ekani aniqlangan. Ushbu natijalar hukumat tomonidan samarali monetar siyosatni shakllantirishni qo'llab-quvvatlashga qaratilgan. Mumbare (2014) parametrlarni baholash uchun ikki bosqichli metodologiyani taklif qilgan bo'lib, bunda birinchi bosqichda standart xatoliklar og'ishlarga duch keladi. Ushbu muammo keyinchalik Lu (2020) tomonidan ishlab chiqilgan uch bosqichli yondashuv orqali bartaraf etilgan bo'lib, unda ushbu og'ishlarni tuzatish mexanizmi qo'shilgan. Stoxastik jarayonning stasionarligi statistik muvozanat shakli sifatida talqin qilinishi mumkin. Stasionar jarayonda o'rtacha qiymat va dispersiya kabi statistik xususiyatlar vaqt o'tishi bilan o'zgarmaydi (Vey va boshq., 2020). Ushbu xususiyat kelajak prognozlari uchun ishonchli bo'lgan vaqt qatorlari modellarini qurishda muhim ahamiyat kasb etadi. Tasodifiy ketma-ketlik odatda tasodifiy zarbalarning chiziqli kombinatsiyasi sifatida qabul qilinadi va uni umumiy chiziqli model yordamida ifodalash mumkin. ARIMA modeli nazariy asosga ega emas va iqtisodiy nazariyalarga tayanmaydi, balki iqtisodiy vaqt qatorlarini yoki ularning stoxastik tabiatini ehtimollik tahliliga asoslanib o'rganadi (Mumbare, 2014). Ushbu yondashuv ma'lumotlarga ichki naqshlarni ochib berishga imkon beradi.

Tadqiqot metodologiyasi.

Bir o'zgaruvchili vaqt qatorni prognoz uchun yetarlicha uzoq vaqt oralig'i talab qilinadi, odatda kamida 60 dan oshiq kuzatuv tavsiya etiladi. Agar kuzatuvlar soni yetarli bo'lmasa, Boks-Jenkins usulidan foydalanish muammoli bo'lishi mumkin (Suo et al., 2024). Biroq, hatto uzoq vaqt qatori mavjud bo'lganda ham, tuzilmaviy uzilishlar sababli faqat ma'lum bir qismni tahlil qilish zarur bo'lishi mumkin. Natijada, statistik ishonchlilikni oshirish uchun erkinlik darajasini yetarli darajada ta'minlash va tuzilmaviy uzilishlarning ta'sirini kamaytirish maqsadida tanlama hajmini qisqartirish o'rtasida muvozanatga erishish zarur bo'ladi (Jamil, 2020).

Boks-jenkins metodologiyasi

Boks-Jenkins usuli, agar berilgan vaqt qatori stasionar bo'lsa, u holda vaqt qator ARMA modeli bilan mos keladi mumkin degan taxminga asoslanadi. Shuningdek, agar vaqt qatori nostasionar bo'lsa, u ARIMA vaqt qatori modeli bilan ifodalanishi mumkin. Box-Jenkins usuli 4 bosqichli usul bo'lib, vaqt qatorini tekshirish, modelni parametrlash, diagnostik baholash va bashorat qilish maqsadida ixcham ARMA va ARIMA modelini tanlashga qaratilgan (Bishnu, 2019).

Statsionarlikka tekshirish

AR yoki ARMA modellarining stasionar bo'lishi uchun AR ko'phadining ildizlarining modul qiymati birlikdan katta bo'lishi kerak. Xuddi shu tarzda, MA komponentining teskari bo'lishi uchun MA ko'phadining ildizlari birlik doirasi tashqarisida joylashgan bo'lishi lozim (Sosa et al., 2021). Dickey-Fuller testi dastlab $X_t = rX_{t-1} + e_t$ modelini ko'rib chiqadi yoki muqobil tarzda $\Delta X_t = (r - 1)X_t + e_t$ shaklida ifodalanadi. Agar vaqt qatori birlik ildizga ega bo'lsa, u holda $r = 1$ bo'ladi (bu $r - 1 = 0$ ekanligini anglatadi) (Lai et al., 2014). Ushbu holatda, odatdagi t-taqsimot dan foydalangan holda $r = 1$ gipotezasini tekshirib bo'lmaydi; buning o'rniga Dickey-Fuller taqsimoti qo'llanilishi kerak. Biroq, agar e_t autokorrelyatsiyaga ega bo'lsa, Dickey-Fuller taqsimoti endi yaroqli bo'lmaydi. Bunday vaziyatlarda muqobil model tuzish talab etiladi, bunda vaqt qatorining birinchi farqining 1 ta kechikmasi qo'shiladi va e_t autokorrelyatsiyaga ega emasligi aniqlanguncha ushbu kechikmalar baholanadi (Rauf va Adekoya, 2023).

$$\Delta X_t = (\rho - 1)X_t + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (1)$$

ARMA(p,q) qatori quyidagicha ifodalanishi mumkin:

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \phi_2 X_{t-2} - \dots - \phi_p X_{t-p} = a_t + \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q}$$

Aralash ARMA modellaridan foydalanish foydali bo'lishi mumkin, chunki odatda vaqt qatorini qoniqarli darajada ifodalash uchun sof AR yoki sof MA modeliga nisbatan kamroq parametrlar talab qilinadi (Lu va boshq., 2020).

Modelni aniqlash

Box-Jenkins metodologiyasining yuqori darajadagi subyektivligi sababli, vaqt qatorlari tahlilchilari ARMA modellarini aniqlash uchun muqobil obyektiv usullarni izlashgan. Optimallashtirish funktsiyalari statistikasi, masalan, Akaike axborot kriteriyasi (AIC) yoki yakuniy prognoz xatosi kriteriyasi (FPE) (Akaike, 1974), Shvarts kriteriyasi (SC) yoki Bayes axborot kriteriyasi (BIC) (Schwarz, 1978), hamda Hannan-Kvinn kriteriyasi (HQC) (Hannan, 1980), vaqt qatorlari tahlilchilariga xatolarni minimallashtirish va model ixchamligini ta'minlash o'rtasidagi muvozanatni topishda yordam beradi (Akaike, 1974).

Ushbu statistik mezonlarning barchasi o'xshash tuzilishga ega bo'lib, qoldiq kvadratlar yig'indisini minimallashtirishga intiladi va shu bilan birga model ixchamligini ta'minlash uchun baholangan parametrlar sonini hisobga oluvchi "Penalty" atamasini qo'shadi.

Ushbu statistik mezonlar quyidagi shaklda ifodalanadi:

$$\begin{aligned} \text{BIC} &= \log \left(\frac{r_{SS}}{n} \right) + \left(\log(n) * \frac{k}{n} \right) \\ \text{HQC} &= \log \left(\frac{r_{SS}}{n} \right) + \left(2 * \log(\log(n)) * \frac{k}{n} \right), \\ \text{AIC} &= \log \left(\frac{r_{SS}}{n} \right) + \left(2 * \frac{k}{n} \right) \end{aligned}$$

k =Koeffitsiyentlar soni quyidagicha $(1+p+q+P+Q)(1 + p + q + P + Q)$
 rss =O'rtacha kvadratik chetlanish
 n =kuzatuvlar soni

Model diagnosikasi

Modelning yetarli darajada sifatli ekanligini tekshirish uchun bir nechta diagnostik vositalar mavjud. Baholangan modelning qoldiqlarini grafik shaklida tasvirlash muhim diagnostik tekshiruvlardan biri bo'lib, u parametr baholariga ta'sir qilishi mumkin bo'lgan ajralib turuvchi nuqtalarni aniqlashga yordam beradi. Bundan tashqari, ushbu grafik qoldiqlarda avtokorrelyatsiya yoki geteroskedastiklik mavjudligini ko'rsatishi mumkin, bu esa model sifatini oshirish uchun qo'shimcha tahlil va tuzatish choralari ko'rilishini talab qiladi (Akaike, 1974). Modelning mosligini tekshirishning ikkinchi usuli qoldiqlarning avtokorrelogrammasini qurishdir. Agar model to'g'ri aniqlangan bo'lsa, qoldiqlar "**oq shovqin**" xususiyatiga ega bo'lishi kerak. Shu sababli, avtokorrelogramma grafigi birinchi kechikmadan boshlab keskin pasayishni ko'rsatishi lozim (Ljung va Box, 1978). Agar qoldiqlarda sezilarli avtokorrelyatsiya kuzatilsa, bu model noto'g'ri aniqlanganligini ko'rsatishi mumkin va modelni yaxshilash uchun qo'shimcha tuzatishlar kiritish zarurligini bildiradi. Autokorrelyatsiyalar nolga nisbatan sezilarli darajada farq qilmaydi. Baholangan modelning qoldiqlarini tekshirish uchun test statistiklari mavjud. Eng ko'p qo'llaniladigan test statistikasi Ljung-Box (1978) Q statistikasi hisoblanadi.

Q-statistikasi qoldiqlardagi avtokorrelyatsiyani tekshirish uchun ishlatiladi, bunda u quyidagicha aniqlanadi:

$$Q(k) = T(T+2) \sum_{i=1}^k (T-i)^{-1} r_i^2 \sim^a \chi_k^2.$$

Prognoz qilish va prognozni baholash

Agar yakka o'zgaruvchili modellash tirish jarayoni prognozlash maqsadida qo'llanayotgan bo'lsa, ushbu bosqich diagnostik tekshiruv jarayonining muhim qismi sifatida ham xizmat qilishi mumkin. ARIMA modellaridan prognozlash uchun foydalanish nisbatan oddiy.

Masalan, mavsumiy bo'lmagan (1,0,1) modelini ko'rib chiqamiz. Baholangan model quyidagicha ifodalanadi:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + a_t + \theta_1 a_{t-1}$$

Shunda, t vaqtgacha bo'lgan barcha ma'lumotlarga asoslangan holda, bir davr oldinga prognozlangan qiymat quyidagicha ifodalanadi:

$$(9) X_{t+1|t}^F = \phi_1 X_t + \theta_1 a_t \text{ va } E_t(a_{t+i}) \text{ nolga teng } \forall i > 0.$$

Shuningdek, $X_{t+2|t}^F = \phi_1 X_{t+1|t}^F$, yoki $E_t(a_{t+1})$ va $E_t(a_{t+2})$ nolga teng va $X_{t+1|t}^F$ ni $X_{t+3|t}^F = \phi_1 X_{t+2|t}^F$ bilan almashtiriladi.

Bulardan bashorat xatosini topib olsak: $e_t = X_t - X_t^F$ (bashorat qilingan qiymatlar va haqiqiy qiymatlar o'rtasidagi farq), keyin:

$$(ME = \frac{1}{F} \sum_{t=1}^F e_{t|1}^F$$

$$MAE = \frac{1}{F} \sum_{i=1}^F |e_t|$$

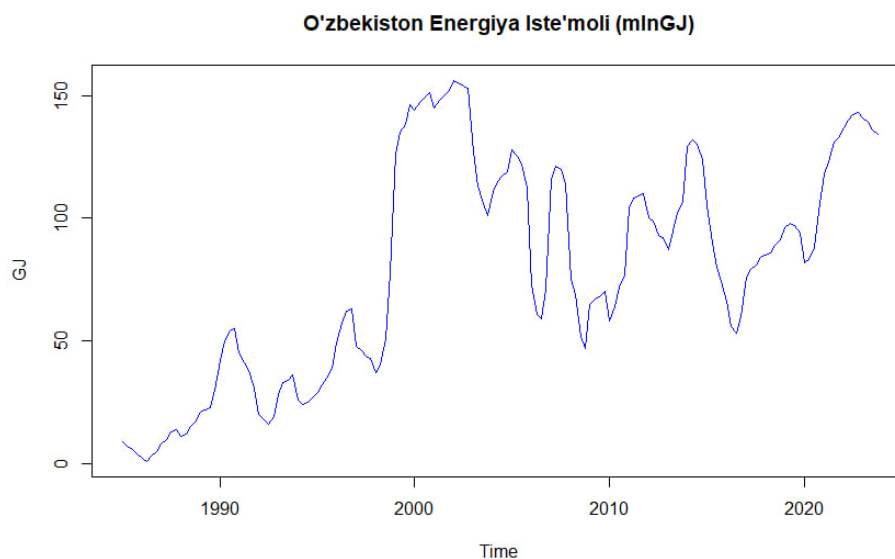
$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{F} \sum_{j=1}^F (e_t)^2}$$

$$APE = \left[\frac{|\hat{x}^{(0)}(k) - \hat{x}^{(0)}(k)|}{x^{(0)}(k)} \right] * 100$$

$$MAPE = \frac{1}{n-1} \sum_{k=2}^n APE(k)$$

Tahlil va natijalar muhokamasi.

O'zbekiston energiya mustaqilligiga erishish uchun quyidagilarga e'tibor qaratishi lozim: Qayta tiklanuvchi energiya loyihalarini kengaytirish, xususan, quyosh va shamol elektr stansiyalarini xorijiy investorlar bilan hamkorlikda rivojlantirish. Eskirgan infratuzilmani modernizatsiya qilish, energiya samaradorligini oshirish va uzatish yo'qotishlarini kamaytirish. Mintaqaviy energetik hamkorlikni kuchaytirish, Qozog'iston, Rossiya va Xitoy bilan energiya savdosi va elektr tarmoqlari barqarorligini ta'minlash. Atom energetikasini rivojlantirish, chunki hukumat Rosatom bilan O'zbekistonning birinchi atom elektr stansiyasini qurish bo'yicha kelishuvlar imzolagan. Ushbu AES 2035-yilgacha mamlakat elektr energiyasining 15 foizini ishlab chiqarishi kutilmoqda. Barqaror va diversifikatsiyalangan energiya tizimiga o'tish siyosiy islohotlar, xorijiy investitsiyalar va texnologik taraqqiyotni talab qiladi. Bu O'zbekiston energetika sektorining raqobatbardosh, bardoshli va global energiya tendensiyalariga moslashgan holda rivojlanishini ta'minlaydi.



2-rasm. O'zbekiston energiya iste'molining 1985-2023 yillar oralig'idagi vaqtli qator o'zgarish trendi.

Statsionarlikka tekshirish

Dickey-Fuller testi natijalari past kechikmalarda stasionarlik mavjud emasligini ko'rsatadi (Kechikma 1: -2.75, $p = 0.2797$; Kechikma 2: -3.1283, $p = 0.1324$), biroq Kechikma 3 da stasionarlik aniqlangan (-4.3225, $p = 0.01$). Xuddi shunday, Phillips-Perron testi ham Kechikma 1 da stasionarlik mavjud emasligini tasdiqlaydi (-11.321, $p = 0.4128$), ammo Kechikma 3 da stasionarlik qayd etilgan (-44.578, $p = 0.01$). KPSS testi ushbu natijalarni qo'llab-quvvatlab, Kechikma 3 da stasionarlikni rad etadi (0.54084, $p = 0.03247$), biroq Kechikma 2 da stasionarlikni taklif qiladi (0.081191, $p = 0.1$). Ushbu natijalarga asoslanib, vaqt qatorlarini to'g'ri modellashtirish uchun ****birinchi farqlash** yoki kechikmalar tuzilmasini moslashtirish zarur. Natijalar RStudio'dagi ADF testi bilan ham mos keladi, bu esa qatorning stasionar bo'lishi uchun yuqoriroq kechikmalar talab etilishini tasdiqlaydi.

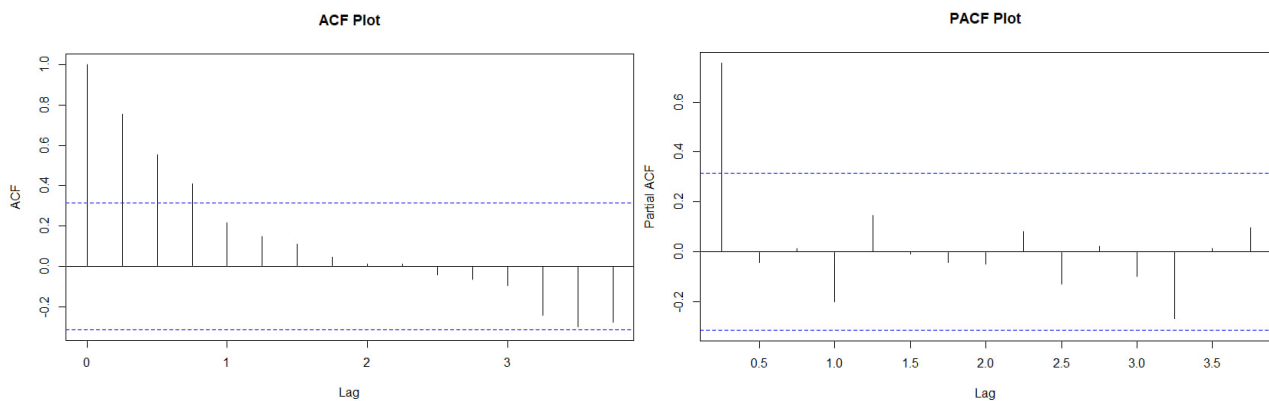
1-jadval

Dickey-Fuller Phillips-Perron KPSS testlari natijalari.

Dickey-Fuller							
O'zgaruvchi		kechikish	P-qiymat	O'zgaruvchi		kechikish	P-qiymat
EI	-2.75	3	0.2797	diffEI	-4.3225	3	0.01
Phillips-Perron							
EI	-11.321	3	0.4128	diffEI	-44.578	3	0.01
KPSS Test							
	0.54084		0.03247		0.0811		0.1

AR, MA, va kechikish qiymati (p, d, q)ni aniqlash

3-rasmda 1985-2023 davriga moslashtirilgan ARIMA modelining qoldiqlari uchun ACF (avtokorrelyatsiya funksiyasi) ko'rsatilgan. ACF grafigiga asosanib, vaqt qatorlarining autokorrelyatsiyasi kechikma 1, kechikma 2 va kechikma 3 da sekin pasaymoqda, bu esa stasionarlik mavjud emasligini ko'rsatadi. Ushbu asta-sekin kamayish trend mavjudligini va qator AR jarayoniga amal qilishi mumkinligini bildiradi. Birinchi uchta kechikmada sezilarli autokorrelyatsiyaning mavjudligi birinchi farqlash ($d = 1$) talab qilinishini vaqtda stasionarlikka erishish uchun zarur bo'lishi mumkinligini ko'rsatadi.



3-rasm. ACF(Autokorrelyatsiya), PACF(partial Autokorrelyatsiya) funksiyalari

AR tartibini (p) aniqlash uchun PACF grafigi tahlil qilinishi kerak. PACF qisman autokorrelyatsiyalarning qayerda to'xtashini aniqlashga yordam beradi, bu esa modelga kiritilishi lozim bo'lgan muhim avtoregressiv kechikmalar sonini belgilash imkonini beradi. Ushbu tahlil modelni to'g'ri tanlashni ta'minlaydi va ACF hamda PACF natijalariga asosanib AR terminlariga ega bo'lgan ARIMA modelini tanlash ehtimolini oshiradi. Berilgan PACF grafigiga asosanib, qisman autokorrelyatsiya kechikma 1 da sezilarli darajada o'sib, keyingi kechikmalar ishonch oralig'ida qolmoqda. Bu vaqt qatori AR(1) jarayoniga amal qilishini ko'rsatadi, chunki qisman autokorrelyatsiyalar kechikma 1 dan keyin keskin kamayadi. ACF grafigi bilan birgalikda tahlil qilinganda, autokorrelyatsiyaning sekin pasayishi birinchi farqlash ($d=1$) talab etilishini yanada tasdiqlaydi. Shunday qilib, ushbu vaqt qatori uchun mos model ehtimol ARIMA(1,1,0) bo'lib, PACF natijalari bitta muhim avtoregressiv kechikma mavjudligini tasdiqlaydi. RStudio'da oddiy kvadratlar usuli (OLS) ARIMA modellarining parametrlarini baholash uchun qo'llaniladi, jumladan, asl vaqt qatori ma'lumotlari uchun ARIMA(0,1,3) modeli baholangan. Natijalar 2-jadvalda keltirilgan. Parametrlarni baholash va statistik testlarga asosanib, ARIMA(0,1,3) modelidagi MA(3) parametri 5% ishonch darajasida ahamiyatli bo'lsa, qolgan parametrlar 1% ishonch darajasida sezilarli ekanligi aniqlangan.

2-jadval

Model parametrlari

Model turi	Energiya iste'moli(1985-2023)			
	Parametrlar	Standart xato	t-stat	ehtimollik
ARIMA(0,1,0)(0,0,1) (Akaike, 1974)				
sma1	-0.3494	0.1579		
ARIMA(0,1,3)				
sma1	-0.0752	0.1731		
ma2	-0.0350	0.2081		
ma3	0.1920	0.1729		
ARIMA(0,1,0)				

3-jadval

AIC matritsasi

	MA0	MA1	MA2	MA3
AR0	494.5077	470.6953	468.8551	458.0619
AR1	455.2586	457.0820	458.7724	457.5423
AR2	457.0671	458.7721	460.1062	459.1095
AR3	459.0639	459.5542	458.4252	460.0769

4-jadval

Model xatoliklari solishtirma nisbatlarda

	ME	RMSE	MAE	MPE	MAPE	MASE	ACF1
ARIMA(0,1,0)(0,0,1) (Akaike, 1974)	14.420	72.171	55.187	0.682	2.836	0.482	-0.178
ARIMA(0,1,3)	10.828	74.64	53.928	0.503	2.783	0.951	-0.068
ARIMA(0,1,0)	10.977	76.837	55.264	0.5067	2.847	0.975	-0.1901

Energiya iste'molini prognozlash ARIMA modellari uchun mos kelishini tekshirish natijalarini oldik. Prognozlashda bunda APE 8.3% va MAPE 9.2% ga teng natijalarni beradi va yetarli aniqlikni ta'minlaydi.

Modellarning empirik ko'rinishi quyidagicha aniqlandi:

ARIMA(0,1,0)(0,0,1) (Akaike, 1974)

$$Y_t - Y_{t-1} = \theta_1 \varepsilon_{t-4} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = Y_{t-1} + (-0.3494 \varepsilon_{t-4}) + \varepsilon_t$$

ARIMA(0,1,3)

$$Y_t - Y_{t-1} = \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = Y_{t-1} - 0.0752 \varepsilon_{t-1} - 0.0350 \varepsilon_{t-2} + 0.1920 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t$$

ARIMA(0,1,0)

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Modelni Diagnostik baholash

Box-Ljung testi autokorrelyatsiyani tekshirish uchun, Shapiro-Wilk testi esa normallikni tekshirish uchun qo'llaniladi.

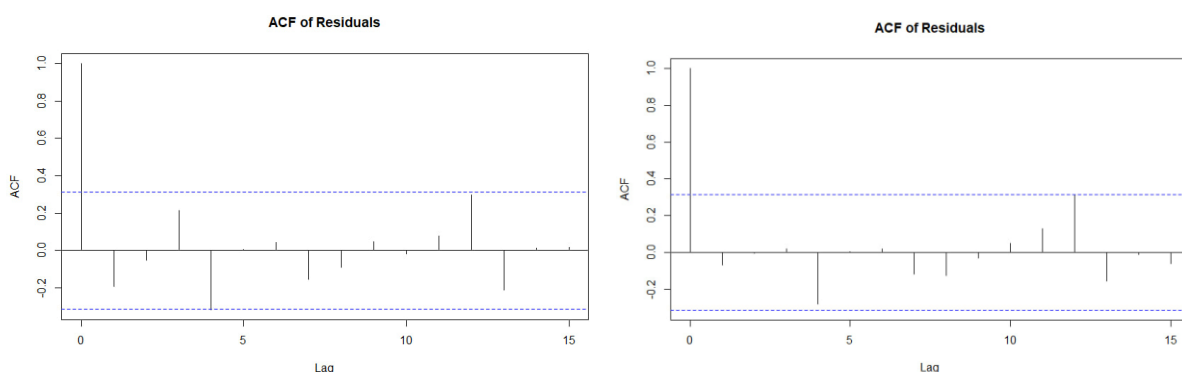
5-jadval

Box-Ljung va Shapiro-Wilk testlari natijalari.

	Box-Ljung test(X-squared)	df	p-value	Shapiro-Wilk normality test(w)	p-value
ARIMA(0,1,0)	1.5221	1	0.2173	0.94939,	0.07838
ARIMA(0,1,3)	0.19688		0.6573	0.94967	0.08012

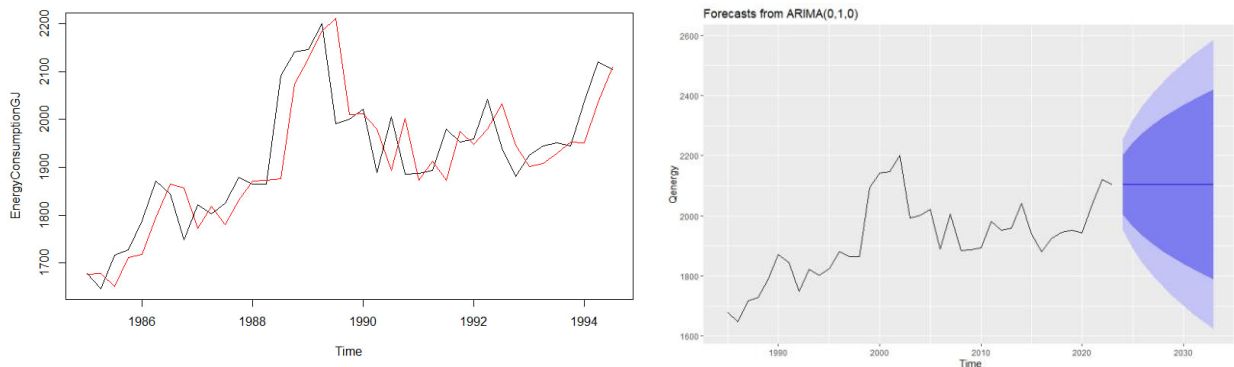
Har ikkala model ham Boks-Ljung testidan o'tadi, chunki ularning p-qiymatlari > 0.05 , bu qoldiqlarda sezilarli autokorrelyatsiya yo'qligini ko'rsatadi. Har ikkala model ham Shapiro-Wilk testidan o'tadi, chunki ularning p-qiymatlari > 0.05 , bu qoldiqlarning taxminan normal taqsimlanganligini bildiradi. ARIMA(0,1,0): Qoldiqlar oq shovqin va taxminan normal bo'lib, yaxshi moslangan modelni ko'rsatadi. ARIMA(0,1,3): Qoldiqlar oq shovqin va taxminan normal bo'lib, modelning to'g'riligini tasdiqlaydi. ARIMA(0,1,3) yaxshiroq aniqlik mezonlariga (pastroq MAPE va MAE) ega bo'lib, yaroqli qoldiq diagnostikasini saqlagan holda afzal ko'riladi.

Qoldiq grafiklari tahlil qilingandan so'ng, ACF va PACF grafiklari qoldiqlarning yetarlicha modellashtirilganligini ko'rsatadi. ARIMA(0,1,0) modeliga asoslanib, ACF grafigida (1-rasm) qoldiqlarning kechikma 1 da sezilarli autokorrelyatsiyaga ega ekanligi kuzatiladi, bu esa model vaqt qatorining dinamikasini to'liq aks ettira olmaganligini ko'rsatadi. Biroq, ARIMA(0,1,3) modeli (2-rasm) ACF grafigida sezilarli o'sishlar ko'rsatmaydi, bu esa qoldiqlarning oq shovqin ekanligini va model to'g'ri aniqlanganligini bildiradi. ARIMA modelining (p) va (q) parametrlarini aniqlash uchun ACF va PACF grafiklari tahlil qilindi. ARIMA(0,1,3) modeli mos deb topildi, bunda ($d=1$), ($p=0$) va ($q=3$). ARIMA(0,1,3) jarayoni maksimal ehtimollik baholash (MLE) usuli yordamida baholandi va harakatlanuvchi o'rtacha (MA) terminlarining MA(1), MA(2), va MA(3) koeffitsiyentlari 5% ishonch darajasida statistik jihatdan ahamiyatli ekanligi aniqlandi. Qoldiq diagnostikasi modelning statistik jihatdan yetarli ekanligini tasdiqlaydi. Xulosa qilib aytganda, ARIMA(0,1,3) modeli vaqt qatorining dinamikasini to'g'ri aks ettirgani uchun eng mos model hisoblanadi. Uning qoldiqlari oq shovqin xususiyatiga ega, aksincha, soddaroq ARIMA(0,1,0) modeli bu talabni bajara olmaydi.

**4-rasm. Chetlanishlarning ACF/PACF natijalari****4.Prognozlash**

Model prognozi. Tenglama (2) asosida 2000-2020 yillar davomida energiya iste'molini prognoz qilish mumkin. Haqiqiy ma'lumotlar va prognoz qilingan ma'lumotlar 2-jadval va 3-jadvalda keltirilgan. Ayrim yillar bundan mustasno, nisbiy xatolikning mutlaq qiymati 3% dan past bo'lib, prognoz qilingan ma'lumotlar va haqiqiy ma'lumotlar o'zaro yaqinligini ko'rsatadi.

Umumiy energiya iste'molining ARIMA(1,1,1) modeli yaxshiroq moslashuvga ega bo'lib, yuqori aniqlik va ma'lum darajada barqarorlikni namoyon qiladi.



5-rasm. Bashorat va haqiqiy qiymatlar grafigi

Shunday qilib, ushbu maqolada taqdim etilgan model yuqori darajada moslashgan va kelajakda Xitoyning energiya iste'molini prognoz qilish uchun qo'llanilishi mumkin. Prognozlarga ko'ra, 2020-yil oxiriga kelib Xitoyning energiya iste'moli ortishi kutilmoqda. 2020-yilda energiya iste'moli 4450 Mtce ga yetishi prognoz qilingan.

6-jadval

2024-2029- yillar oralig'idagi bashorat qiymatlar

	ARIMA(0,1,0)(0,0,1) (Akaike, 1974)	ARIMA(0,1,3)	ARIMA(0,1,3)
2024	2116.936	2118.170	2104.275
2025	2078.495	2134.559	2105.271
2026	2044.223	2133.741	2107.293
2027	2051.488	2133.741	2105.265
2028	2051.488	2133.741	2114.143
2029	2051.488	2133.741	2113.489

Bundan tashqari, 2013-2020 yillar oralig'ida Xitoyning energiya iste'moli o'sish sur'ati pasayishda davom etmoqda. Buning asosiy sabablari iqtisodiy rivojlanish sur'atining sekinlashishi va kelajakda energiya samaradorligining oshishi bilan bog'liq.

Xulosa va takliflar.

Ushbu maqolada avtoregressiv integrallangan harakatlanuvchi o'rtacha (ARIMA) modeli yordamida energiya iste'molini prognozlash ko'rib chiqildi. ARIMA modellarining nazariy jihatdan asoslanganligi va muqobil (ko'p o'zgaruvchili) modellashtirish yondashuvlariga nisbatan kutilmagan darajada mustahkam bo'lishi mumkinligi ta'kidlanadi. Energiya iste'molini prognoz qilish uchun ARIMA(0,1,3) modeli ishlab chiqildi. Model parametrlarini baholash natijasida energiya iste'moli prognozi uchun nisbiy xatolikning kichik ekani aniqlandi. Shu sababli, model yuqori prognoz aniqligini namoyon etadi. Ushbu model 1985-2023 yillar davomida energiya iste'molini prognoz qilish uchun qo'llanilgan. Natijalar shuni ko'rsatadiki, 2025-yil oxiriga kelib O'zbekistonning energiya iste'moli o'sishda davom etadi. Ushbu natijalar, ayniqsa, qayta tiklanuvchi energetika sohasida olib borilgan ishlarni to'ldiradi. Ular energiya taqsimoti kompaniyasi uchun tashqi energiya xarid siyosatini optimallashtirish va qayta tiklanuvchi energiya manbalarini elektr tarmog'iga zaxira manbalar sifatida integratsiya qilishda foydali bo'ladi. Model uchta harakatlanuvchi o'rtacha (MA) bo'lib, MA(1) -0.0752 oldingi davrda yuzaga kelgan xatolik (shock, noise) hozirgi qiymatga salbiy ta'sir ko'rsatmoqda.

Agar ϵ t oldingi xatolik bo'lsa, u hozirgi qiymatni 0.0752 birlik pastga tortadi. $MA(2) = -0.0350$ va $MA(3) = 0.1920$. Modelning baholash ko'rsatkichi aproksimatsiya xatoligi (MAPE) 2.78% ga teng. Qo'shimcha tashqi o'zgaruvchilarni kiritish model samaradorligini sezilarli darajada yaxshilamadi va ba'zi hollarda prognoz xatosining oshishiga olib keldi.

Adabiyotlar/Jumepamypa/References:

Akaike, H. (1973). *Information theory and an extension of the maximum likelihood principle*, in *Proceedings of the 2nd International Symposium on Information Theory*, Akademiai Kiado, Budapest, pp. 267–281.

Akaike, H., (1974). "A New Look at Statistical Model Identification", *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19, pp. 716-723.

Bishnu Nepal (2019) *Electricity load forecasting using clustering and ARIMA model for energy management in buildings* <https://doi.org/10.1002/2475-8876.12135>.

Lai, S. L. et al. (2014). *Energy Consumption Forecasting in Hong Kong Using ARIMA and Artificial Neural Networks Models In Applied Mechanics and Materials* (Vols. 672–674, pp. 2085–2097). Trans Tech Publications, Ltd. <https://doi.org/10.4028/www.scientific.net/amm.672-674.2085>.

Ljung, G. and G. Box, (1978). "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrika*, Vol. 66, pp. 67-72.

Lu W., et al. (2020) "A CNN-LSTM-based model to forecast stock prices," *Complexity*, vol. Article ID 6622927, 10 pages.

Mumbare S S, Gosavi S and Almale B (2014) *Trends in Average Living Children at the Time of Terminal Contraception: A Time Series Analysis Over 27 Years Using ARIMA (p, d, q) Nonseasonal Model*[[J]]. *Indian journal of community medicine: official publication of Indian Association of Preventive & Social Medicine* 39(4) 223-228.

Odiljon Rikhsimbaev, Akram Ishnazarov, Sarvar Mamasoliyev, (2023) *Comparison of ARIMA and Deep Learning Models for Forecasting the Consumer Price Index in Uzbekistan: Using R Packages 2023/12/21 Proceedings of the 7th International Conference on Future Networks and Distributed Systems* 562-569.

Rauf, S.A.A., Adekoya, A.F. (2023). *Forecasting household energy consumption based on lifestyle data using hybrid machine learning*. *Journal of Electrical Systems and Inf Technol* 10, 43. <https://doi.org/10.1186/s43067-023-00104-2>.

Rehan Jamil, (2020) *Hydroelectricity consumption forecast for Pakistan using ARIMA modeling and supply-demand analysis for the year 2030*, *Renewable Energy*, Volume 154, 2020, Pages 1-10.

Sosa, G., et al. (2021). *Forecasting electrical power consumption using ARIMA method based on kWh of sold energy*. *Science in Information Technology Letters*, 2(1), 9-15. doi:<https://doi.org/10.31763/sitech.v2i1.637>.

Suo, R. et al. (2024). *An innovative MGM-BPNN-ARIMA model for China's energy consumption structure forecasting from the perspective of compositional data*. *Sci Rep* 14, 8494 <https://doi.org/10.1038/s41598-024-58966-z>.

Wei Z., Kun Z., and Nanxing G. (2020) "Time series analysis and forecast of Yunnan province GDP based on ARIMA model," *Journal of Chuxiong Normal University*, vol. 3, pp. 26–32.