



ЎЗБЕКИСТОН РЕСПУБЛИКАСИ МАРКАЗИЙ БАНКИ

Инфляция даражасини қисқа муддатли
прогнозлашда ARIMA моделидан
фойдаланиш имкониятлари

Пул-кредит сиёсати
департаменти томонидан
тайёрланган таҳлилий шарҳ

Тошкент 2023 йил

Инфляция даражасини қисқа муддатли прогнозлашда ARIMA моделидан фойдаланиш имкониятлари

Ушбу шарҳда Ўзбекистон Республикаси Марказий банки томонидан фойдаланиб келинаётган базавий инфляциянинг қисқа муддатли прогнозлашда ARIMA моделининг структураси, шунингдек, ушбу модел ёрдамида ҳисобланган прогноз натижаларининг аниқлик даражасини баҳолаш бўйича таҳлилий маълумотлар келтирилади.

1. Кириш

ARIMA моделидан фойдаланган ҳолда иқтисодий кўрсаткичларни прогнозлаш бўйича Stockton, Glassman (1987) ва Litterman (1986)лар таъкидлашича ARIMA моделининг прогноз натижалари барқарорлик хусусиятига эга бўлиб, кўп жиҳатдан мураккаб кўринишга эга тизимли моделлардан ҳам яхшироқ натижаларни тақдим этган.

Инфляция даражасини прогноз қилишда умумий кўрсаткич ёки унинг таркибий гуруҳлари кесимида прогнозлашнинг самарадорлиги бўйича турли ҳил қарашлар мавжуд. Бир томондан, Theil (1954), гуруҳларга бўлиш орқали прогноз қилиш кўпроқ маълумотларни ўзида акс этиришни таъкидлаган бўлса, аксинча, Grunfeld ва Griliches (1960)лар гуруҳларга бўлишдан олинган прогноз натижалари ўзида кўпроқ ноаниқликларни жамлайди деган фаразни илгари суради.

Албатта, прогноз натижаларини яхшилаш ва бунда гуруҳларга бўлишнинг оптимал даражасини аниқлаш таҳлилий изланишларни талаб қиладиган жараён ҳисобланади.

Хусусан, Fritzer (2002) Австрия, Bermingham ва D'Agostino (2011)лар Европа давлатлари ҳамда АҚШ маълумотларидан фойдаланиб инфляция даражасини прогноз қилганда гуруҳларга бўлган ҳолда ҳисобланган прогнозларнинг хатолиги камроқ эканлиги аниқланган.

Инфляция даражасини прогноз қилишда инфляция таркибини гуруҳларга бўлишнинг оптимал миқдори турли адабиётларда турлича келтирилган. Бунда, асосан таркибида нархлари шаклланишида ўзига хос хусусиятларга эга бўлган ёки нархларнинг ўзгаришида юқори тебранувчанлик мавжуд бўлган товар ва хизматлар гуруҳланади.

Espasa (2002), Fritzer (2002), Reijer ва Vlaar (2006)лар инфляция прогнозини бешта гуруҳларга бўлиш орқали хусусан, қайта ишланган ва ишланмаган озиқ-овқатлар, ёқилғи маҳсулотлари, ёқилғи бўлмаган

саноат маҳсулотлари ва хизматларга бўлган ҳолда даражалаш орқали ҳисоблаган.

Бошқа адабиётларда, жумладан, Aron ва Muellbauer (2012)лар умумий инфляцияни 10 та гуруҳларга, Stakenas (2015) – 21 та гуруҳга, Bermingham ва D’Agostino (2014) – 32 гуруҳга, Duarte ва Rua (2007)лар эса 59 та гуруҳга бўлган ҳолда прогнозларни амалга оширган.

Жорий таҳлиллардан мақсад инфляцияни қисқа муддатли прогнозлашда умумий индекс кўрсаткичи ёки ушбу индексни асосий гуруҳларга ажратиш орқали ҳисобланган прогноз натижаларини хатолик даражасини таққослаш ва бу орқали прогноз хатолиги кам бўлган оптимал гуруҳлашни аниқлашдан иборат.

Бугунги кунда, Ўзбекистон Республикаси Марказий банкида ҳам инфляцияни қисқа муддатли прогнозлашда базавий модел сифатида ARIMA моделидан фойдаланиб келинмоқда.

Прогноз моделларига Марказий банк томонидан ҳисоблаб бориладиган базавий инфляция кўрсаткичи, шунингдек, ушбу кўрсаткични 3 ва 58 та гуруҳларга бўлинган ойлик маълумотлари ўзгарувчилар сифатида киритилган.

1. Маълумотлар базаси

Статистика агентлигининг истеъмол нархлари индекси (ИНИ) маълумотлари асосида базавий инфляциянинг умумий кўрсаткичи ва асосий гуруҳларининг инфляцияси ҳисобланди.

Прогнозлаш учун моделга 2017 йилнинг январь ойидан 2022 йилнинг декабрь ойигача бўлган ойлик маълумотлар киритилган.

1-жадвал. Базавий инфляция ва унинг компонентларининг ИНИдаги ҳамда нормаллаштирилган вазнлари

| Кўрсаткич номи | ИНИдаги вазни | Нормаллаштирилган вазни |
|--------------------------------|---------------|-------------------------|
| Базавий инфляция | 76 | 100 |
| <i>Базавий озиқ-овқатлар</i> | <i>30</i> | <i>40</i> |
| <i>Базавий ноозиқ-овқатлар</i> | <i>32</i> | <i>41</i> |
| <i>Базавий хизматлар</i> | <i>14</i> | <i>19</i> |

Прогнозлар базавий инфляциянинг умумий кўрсаткичи (*aggregated*) ҳамда базавий инфляцияни 3 ва 58 та гуруҳларга бўлинган (*disaggregated*) ойлик маълумотлардан фойдаланган ҳолда амалга оширилади.

Таъкидлаш жоизки, ИНИ таркибидаги товарлар ва хизматларнинг сони ва таркиби ўтган йиллар давомида доимий ўзгариб турганлиги, бу эса узоқ муддатли вақтлар қаторига¹ эга бўлган ўзгарувчиларнинг мавжуд эмаслиги² сабабли, базавий инфляцияни ҳар бир товар ва хизмат кесимида гуруҳлаш имконияти чекланган. Шу боисдан, прогнозлаш фақатгина 3 ва 58 та гуруҳлашдан олинган маълумотлар асосида кўриб чиқилади.

2-жадвал. 2010-2022 йилларда базавий инфляция кўрсаткичининг қисқача статистик маълумотлари

| Базавий инфляция | | | | |
|--------------------------------|-----------------------------|--|------------------------|-------------------------|
| Муддат | Ўртача ойлик қиймати | Ўртача квадрат четланиш³ | Минимум қиймати | Максимум қиймати |
| Янв 2010 - Дек 2016 | 0,57 | 0,45 | -0,71 | 2,36 |
| Янв 2017 - Окт 2022 | 1,01 | 0,48 | 0,17 | 2,31 |
| Жами муддат учун | 0,77 | 0,51 | -0,71 | 2,36 |
| Базавий озиқ-овқатлар | | | | |
| Муддат | Ўртача ойлик қиймати | Ўртача квадрат четланиш | Минимум қиймати | Максимум қиймати |
| Янв 2010 - Дек 2016 | 0,60 | 0,83 | -1,48 | 3,99 |
| Янв 2017 - Окт 2022 | 1,28 | 0,78 | -0,14 | 3,10 |
| Жами муддат учун | 0,91 | 0,87 | -1,48 | 3,99 |
| Базавий ноозиқ-овқатлар | | | | |
| Муддат | Ўртача ойлик қиймати | Ўртача квадрат четланиш | Минимум қиймати | Максимум қиймати |
| Янв 2010 - Дек 2016 | 0,48 | 0,37 | 0,02 | 2,17 |
| Янв 2017 - Окт 2022 | 0,83 | 0,47 | -0,05 | 2,23 |
| Жами муддат учун | 0,64 | 0,45 | -0,05 | 2,23 |
| Базавий хизматлар | | | | |
| Муддат | Ўртача ойлик қиймати | Ўртача квадрат четланиш | Минимум қиймати | Максимум қиймати |
| Янв 2010 - Дек 2016 | 0,61 | 0,39 | 0,14 | 2,05 |
| Янв 2017 - Окт 2022 | 0,81 | 0,45 | 0,27 | 2,31 |
| Жами муддат учун | 0,70 | 0,43 | 0,14 | 2,31 |

¹ Бир ўзгарувчили вақтлар қаторига (*univariate time series*) эга бўлган прогноз моделларида кузатувлар сони 50 дан ортиқ бўлиши мақсадга мувофиқ ҳисобланади.

² Истеъмол нархлари индекси таркибидан товар ва хизматлар 2017 йилда - 350 та, 2018-2019 йилларда - 386 та, 2020 йилдан бошлаб эса 510 тагача оширилган.

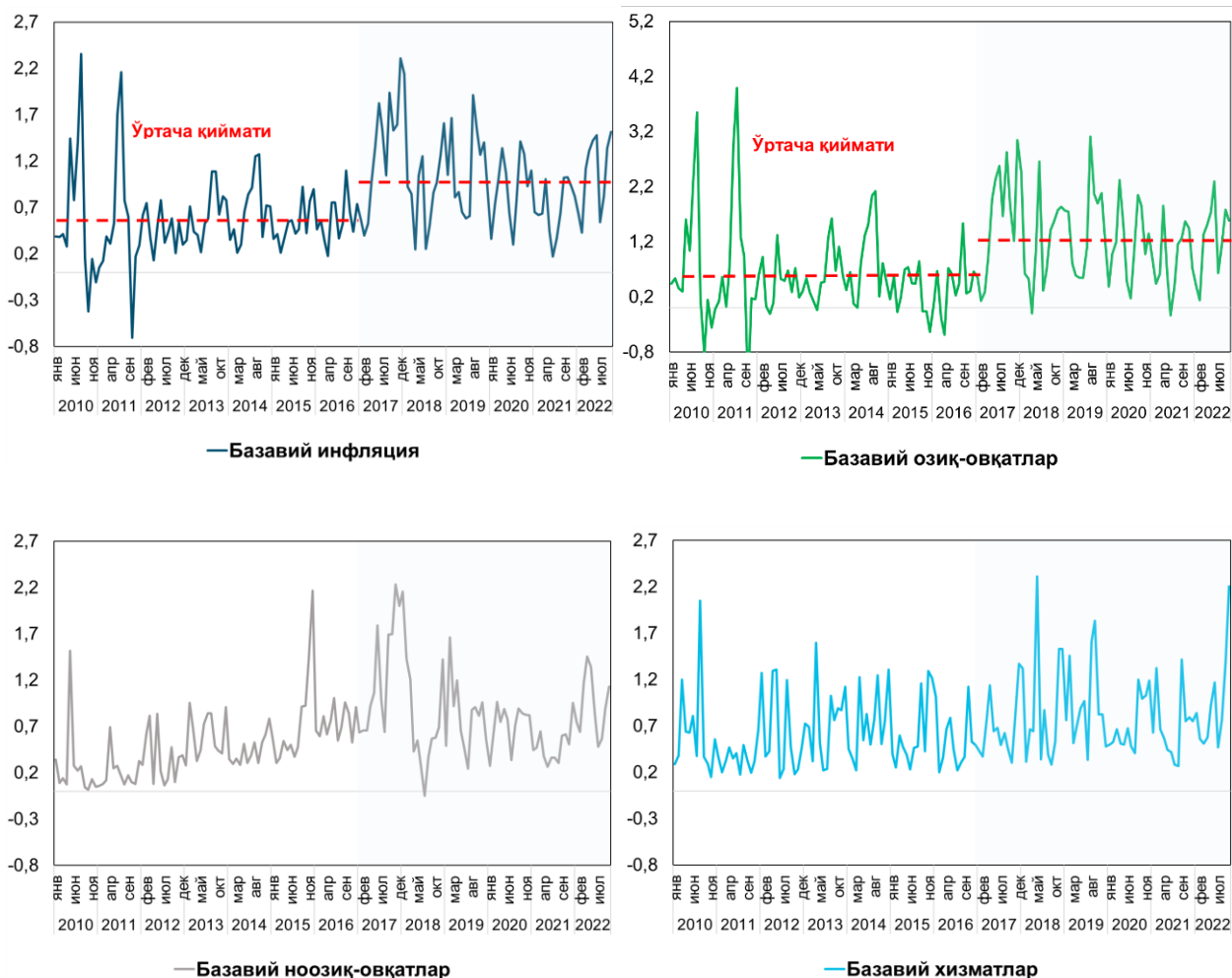
³ X тасодифий миқдорнинг ўртача квадрат четланиши (*standard deviation*) деб унинг дисперсиясидан олинган 45мусбат квадрат илдизга айтилади ва $sd(X)$ ёки σ_X ёки σ каби белгиланади: $\sigma_X = +\sqrt{VAR(X)}$

Базавий инфляция ва унинг компонентларининг статистик маълумотлари таҳлил қилинганда, 2017 йилдан кейинги даврда барча кўрсаткичларда ўртача қиймати ҳамда стандарт четланиши (*стандарт четланиш қиймати базавий озиқ-овқатларда пастроқ*) баландроқ эканлигини кўриш мумкин (2-жадвал).

Ушбу ҳолатлар базавий инфляция ва унинг компонентларини ойлик ўзгариши графигида ҳам намоён бўлмоқда. 2017 йилдан кейинги даврларда (*асосан базавий инфляция ва базавий озиқ-овқатларда*) кўрсаткичлар 2010-2016 йиллардаги кўрсаткичларга нисбатан тебранувчанлик даражаси анча юқори шакланган (1-расм).

Юқоридаги ҳолатлар биринчи навбатда 2017 йилдан бошлаб иқтисодиётда тизимли ўзгаришлар рўй берганлиги билан изоҳланиши мумкин.

1-расм. 2010-2022 йилларда базавий инфляция ва унинг компонентлари динамикаси (ойлик ўзгариши фоизда)



Ушбу даврда ҳомашёлар материалларини ҳамда истеъмол товарларини импорт қилишда божхона божлари ҳамда акциз тўловларининг тез-тез ўзгариб туриши, шунингдек, фискал тақчилликнинг юқори суръатларда ўсиб бораётгани иқтисодиётда талаб ва таклиф омилларининг номутаносиблигига, натижада эса, инфляцион жараёнлари тезлашишига олиб келди.

Бундан ташқари, айрим турдаги истеъмол товарларини импорт қилишда ҳамда унинг реализациясида эркин рақобат муҳитининг мавжуд эмаслиги маҳаллий бозорларда нархларнинг кескин тебранишига сабаб бўлмоқда.

Аввалги йилларда маълумотларнинг даврий қаторида структуравий ўзгариш (*structural break*) мавжудлиги боис, таҳлилларни амалга оширишда 2017 йилнинг январь ойидан 2022 йилнинг декабрь ойигача бўлган давр кўриб чиқилди.

Қисқа давр учун нархлар ўзгаришини прогноз қилишда ARIMA1 - бенчмарк модел⁴ сифатида базавий инфляциянинг умумий кўрсаткичидан фойдаланилди. Шунингдек, базавий инфляциянинг таркибини 3 ва 58 та гуруҳларга бўлиш орқали ҳисобланган ARIMA3 ва ARIMA58 прогноз моделлари келтирилади.

2. Модел структураси

ARIMA модели методологияси Box ва Jenkins (1976)лар томонидан ишлаб чиқилиб, вақтлар қаторига (*time series data*) эга бўлган маълумотлар учун содда кўринишдаги моделлаштириш тизими ҳисобланади.

Ушбу модел ҳар қандай стохастик жараёнларни сузувчи ўртача авторегрессион жараёнлар орқали баҳолаш мумкинлиги шартига асосланади. Бунда, ўтган даврлардаги маълумотлар келгуси даврга боғлиқ бўлган маълумотларни ўзида акс эттиради деган фаразга таянилади.

Ушбу ARIMA модели ўтган даврларнинг авторегрессион жараёнларини ўртачалаш йиғиндиси – авторегрессия (AR), ўтган даврдаги хатоликлар - сузувчи ўртача (MA) қийматлари, шунингдек,

⁴ Бенчмарк модел – бу базавий инфляциянинг умумий индексидан фойдаланган ҳолда ҳисобланган прогноз натижалари ҳисобланади. Бунда, бенчмарк моделнинг прогноз натижалари гуруҳларга бўлиш орқали ҳисобланган прогноз натижалари ва хатоликлари билан ўзаро солиштирилади.

берилган вақт қаторини стационарлик хусусиятига эга бўлиши учун фарқлаш даражаси (I) кўрсаткичларидан ташкил топган.

Шунингдек, моделдан стохастик жараёнлар стационар хусусиятга эга деб фараз қилинади. Агарда вақт қаторига эга ўзгарувчилар стационарлик талабларига жавоб бермаса n даражали (d^n) фарқлаш амалга оширилади.

$$\Delta X_t = \underbrace{\phi_t X_{t-1} + \phi_t \Delta X_{t-2} + \dots + \phi_t \Delta X_{t-p}}_{\text{AR қисми}} + \underbrace{\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}}_{\text{MA қисми}}, \quad (1)$$

Бу ерда,

X_t – берилган вақт қаторидаги ўзгарувчи;

ϕ ва θ – баҳоланган параметрлар⁵;

p ва q – авторегрессия ва сузувчи ўртачалаштиришнинг лаглари сони;

ε – хатолик;

Δ – биринчи даражали фарқланиш.

Моделда авторегрессия ва сузувчи ўртачалаштириш лагларининг (p ва q) сонлари максимум 3 га тенг деб олинган бўлиб, дисперсияси σ^2 га тенг бўлган ε_t хатолик даражаси “white noise” хусусиятига эга деб фараз қилинади (*1-тенглама*).

Биринчи босқичда, нархлар ўзгаришининг стационарлик хусусиятлари “unit root” тести (Dickey Fuller, 1979; Kwiatkowski, 1992) орқали баҳоланади ҳамда ўзгарувчиларнинг ўзаро фарқлаш даражаси аниқланади (*“Unit root” бўйича қисқача тушунчалар ҳавола қилинади*).

Маълумотларни хусусиятларини ўрганиш жараёни кўпроқ вақт талаб қилгани боис, бу босқич 1-3 йилларда бир мартаба амалга оширилиши мумкин.

Иккинчи босқичларда, моделнинг оптимал лаг қийматларини танлаш “Schwarz information criterion” тестига асосан амалга оширилади.

$$SIC = \log \left(\frac{SSE}{T} \right) + k \frac{\log(T)}{T}, \quad (2)$$

⁵ ARIMA моделининг параметрларини баҳолашда энг кичик четланишлар (OLS), умумлаштирилган кичик четланишлар (GLS) ёки максимум эҳтимолликларни баҳолаш (maximum likelihood estimation) усулларидан фойдаланиш мумкин.

Бу ерда,
 SSE - хатоликларнинг квадрат йиғиндиси;
 T – кузатувларнинг сони;
 k – баҳоланган параметрлар сони.

Моделда “SIC”нинг энг кичик қийматига эга бўлган лаг структураси олинади. Лаглар сони ортиб бориши “SIC” кўрсаткичини оширишга олиб келса, меъёрдан кўпроқ лаглар (*overfitting problem*) прогноз аниқлик даражасини камайишига сабаб бўлади. Шу сабабли, ушбу тест прогноз модели учун оптимал лагларни танлашга хизмат қилади (*2-тенглама*).

Гуруҳлар кесимида прогнозларни амалга оширишда Eviews дастуридаги “autoarma” функциясидан фойдаланилади.

Кейинги босқичда, оптимал гуруҳлаш орқали олинган прогноз натижалари мос вазнларига кўпайтириш орқали йиғилади (*aggregate*) ва базавий инфляциянинг қисқа муддатли прогноз натижалари ҳисоблаб топилади.

3. Прогнознинг хатолик даражасини баҳолаш натижалари

Прогнозлаш хатоликларини ҳисоблаш мақсадида ҳар бир давр учун прогнозлар ҳисоб-китоб қилинади ва олинган натижалар ушбу даврдаги ҳақиқий қийматлари билан солиштирилади (*in sample forecast*)⁶.

Дастлабки усулда, ўтган даврлар учун прогноз натижаларини график ёрдамида (*spaghetti graph*)⁷ кўриб чиқилади. Кейинги усулда эса прогноз кўрсаткичларининг хатолик даражаси RMSE ва MAE тести ёрдамида ҳисобланади.

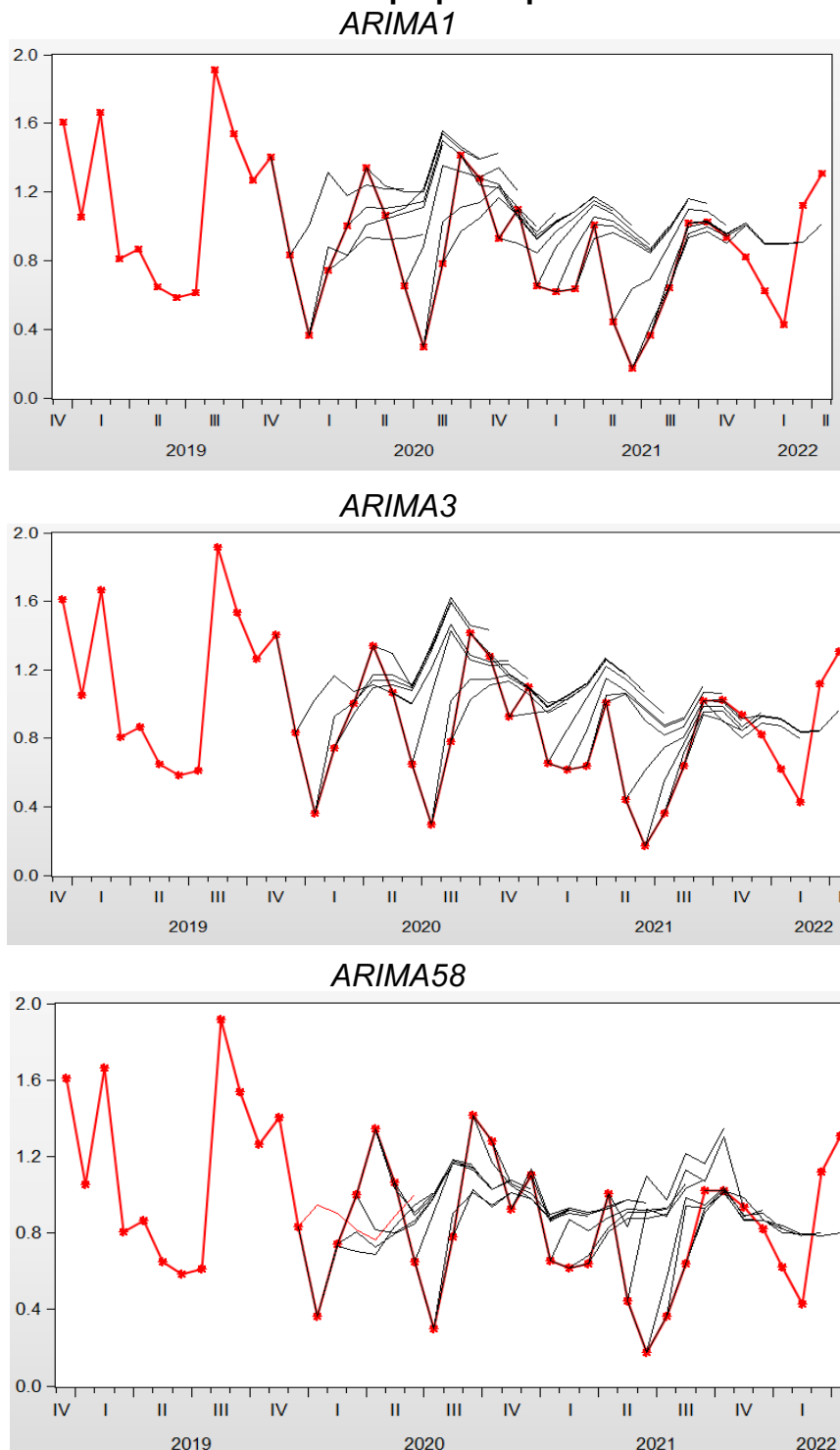
3.1. Прогноз натижаларини график (*spaghetti graph*) орқали баҳолаш

ARIMA1, ARIMA3 ва ARIMA58 моделлари орқали ҳисобланган прогнозларнинг хатолик даражасини график ёрдамида (*spaghetti graph*) баҳолаш амалга оширилди.

⁶ Ўрганилаётган давр учун прогнозлашда (*in sample forecast*) ўтган ҳар бир даврдаги прогноз натижалари мос даврларнинг ҳақиқий қийматлари билан солиштирилади. Бу орқали прогноз натижалари ҳақиқий қийматлардан фарқларини аниқлаш имкониятини беради.

⁷ Spaghetti graph – ўзгарувчининг ҳар бир даврда келгуси даврлар учун прогнозлари ва ҳақиқий қийматларини ўзида ифода этадиган, шунингдек, ҳар бир даврдаги прогнозларнинг хатолик даражасини визуал кўриш имконини берадиган график.

2-расм. ARIMA1, ARIMA3 ва ARIMA58 бўйича ҳисобланган прогнозларнинг спаетти графиклари



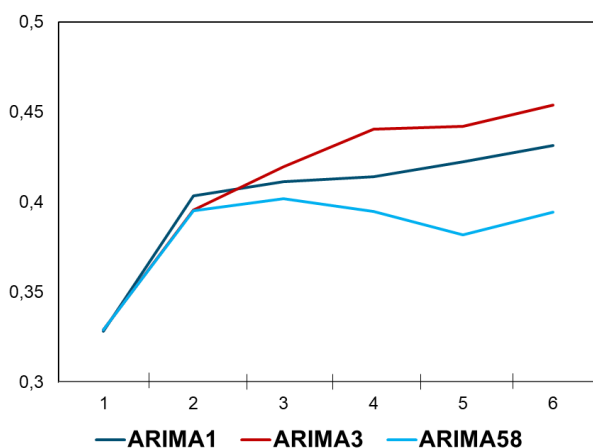
Таҳлилларга кўра, 3 ва 58 та (*ARIMA3* ва *ARIMA58*) гуруҳларга бўлган ҳолда даражалаш орқали ҳисобланган прогноз натижалари бенчмарк моделдан олинган прогноз натижаларига нисбатан ҳақиқий (*факт*) базавий инфляция кўрсаткичларига яқинроқ шаклланганлигини кўриш мумкин (*2-расм*).

3.2. Прогноз кўрсаткичларининг аниқлик даражасини миқдорий ва статистик баҳолаш натижалари

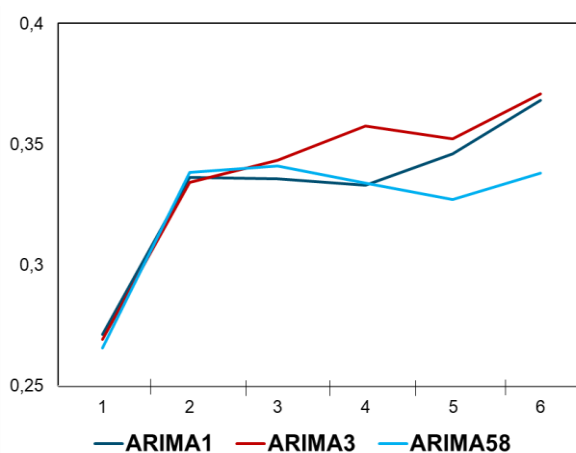
Прогноз натижаларини хатолик даражасини ҳисоблашда RMSE ҳамда MAE тести қийматлари топилди (*RMSE ва MAE бўйича қисқача тушунчалар ҳавола қилинади*).

Шу ўринда таъкидлаш жоиз, *RMSE ҳамда MAE қийматлари тести натижалари қичикроқ кўрсаткичга эга бўлиши прогноз натижаларининг хатолиги камроқ шаклланганлигини билдиради.*

3-расм. ARIMA3 ва ARIMA58 прогнозларининг хатолик даражасини миқдорий баҳолашнинг RMSE натижалари

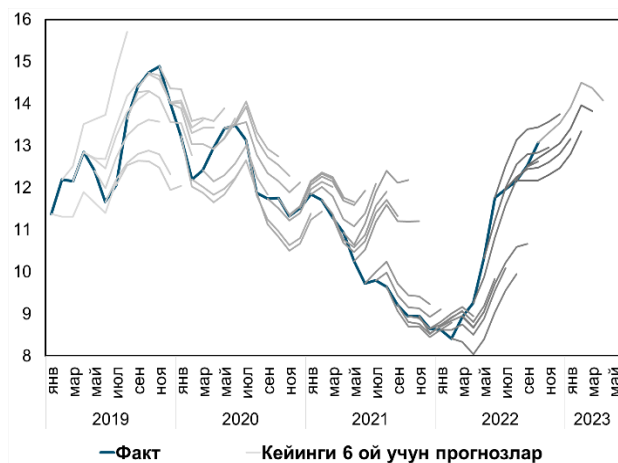


4-расм. ARIMA3 ва ARIMA58 прогнозларининг хатолик даражасини MAE натижалари



Товар ва хизматларнинг ўзига хос хусусиятлари бўйича 58 та гуруҳларга бўлган ҳолда ҳисобланган прогноз натижалари бенчмарк ва 3 та гуруҳга даражалаш орқали ҳисобланган прогноз натижаларидан кўра хатолиги камроқ эканлиги маълум бўлди.

5-расм. Кейинги 1 ва 6 ой учун базавий инфляция прогнозлари



Таҳлилларга кўра, бир ой кейинги давр учун хисобланган прогноз натижалари ушбу давр учун базавий инфляция кўрсаткичларига яқинроқ қийматларни бермоқда. Бунда, базавий инфляцияни йиллик ҳисобда ўзгариши ҳақиқий маълумотлари билан солиштирилса, натижалар бир-бирига яқин қийматларда шаклланганлигини кўриш мумкин.

Шунингдек, кейинги 6 ой учун прогнозлар юқори тебранувчанлик даврида хатолик даражаси кўпайган. Бироқ, охириги давр учун прогнозлар амалдаги инфляция кўрсаткичларига яқинроқ қийматга эга бўлмоқда. Бунга сабаб, модел доимий юқори тебранувчанликни (*кескин кўтарилиш ва пасайиш*) тўлиқ қамраб олиши имконияти чекланган бўлиб, бунда ташқи ва ички шоклар нархлар ўзгаришига катта таъсир кўрсатади.

4. Якуний хулосалар

Умуман олганда, базавий инфляцияни қисқа давр учун прогнозлашда ARIMA моделининг самарадорлиги баҳоланди.

Таҳлилларга кўра, базавий инфляцияни 58 та гуруҳга бўлиш орқали (*disaggregated ARIMA*) ARIMA58 моделидан олинган прогнозлар қолган гуруҳлардан олинган прогнозларга нисбатан яхшироқ натижаларни кўрсатди.

Ушбу прогноз моделларидан фойдаланган ҳолда 80-90 фоизлик аниқликдаги (*прогноз натижалари ҳақиқий қийматларга яқинроқ*) инфляцияни қисқа муддатли прогнозларини ишлаб чиқиш мумкин.

Прогноз натижаларининг хатоликларини аниқлаш бўйича RMSE ва MAE қийматлари тўғрисида

Бир қанча моделлардан фойдаланиб ҳисобланган прогнозларнинг хатолик даражаси RMSE ҳамда MAE тестлари ёрдамида баҳоланади.

RMSE тести

RMSE қийматини топиш учун ҳар бир давр учун прогноз натижалари ва ҳақиқий қийматлари фарқларининг квадратик ўртачаси илдиз қиймати ҳисобланади. Қуйида ушбу қийматларни топиш формуласи келтирилади:

$$RMSE = \sqrt{\sum(P_i - O_i)^2/n}$$

Бу ерда,

Σ – йиғинди;

P_i – i - даврдаги кузатувнинг прогноз қиймати;

O_i – i - даврдаги кузатувнинг ҳақиқий қиймати;

n – кузатувлар сони.

Прогноз натижаларининг RMSE қийматлари камайган сари i – даврдаги прогноз натижаларининг хатолиги камайиб ушбу даврдаги ҳақиқий қийматларга яқинроқ шаклланганлигини билдиради.

MAE тести

MAE қийматини топиш учун ҳар бир давр учун прогноз натижалари ва ҳақиқий қийматларининг абсолют ўртача хатоликларини ҳисоблаш орқали топилади.

$$MAE = \frac{\sum |\text{ҳақиқий қиймати} - \text{прогноз қиймати}|}{\text{кузатувлар сони}}$$

Прогноз моделининг RMSE ва MAE ва қийматларини топиш ўрганилаётган даврда прогноз самарадорлигини баҳолаш имкониятини беради.

Вақтлар қаторига эга бўлган ўзгарувчини стационарлик хусусиятини augmented Dickey–Fuller (ADF) тести орқали баҳолаш

Unit root тести вақтлар қаторига эга бўлган кўрсаткичнинг стационарлик хусусияти мавжудлигини статистик баҳолаш усули ҳисобланади. Бунда, нуль гипотезага кўра, вақтлар қаторига эга бўлган кўрсаткичда unit root мавжуд деб қаралади. Алтернатив фаразга кўра эса ўзгарувчида стационар, трендга эга стационарлик ёки кенгайиб борадиган хусусиятларга эга деб баҳоланади.

Вақтлар қаторига эга бўлган кўрсаткични стационарлик хусусиятларини баҳолаш бир қанча тестлар орқали амалга оширилиши мумкин. Тадқиқотчилар орасида unit rootни текшириш учун augmented Dickey–Fuller (ADF) тести кенг фойдаланиб келинади.

Dickey–Fuller (ADF) тести модели қуйидагича:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \delta_t \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Бу ерда,

α – ўзгармас сон;

β – вақтлар қаторига эга ўзгарувчи трендининг коэффиценти;

γ – вақтлар қаторига эга ўзгарувчининг параметри;

p – авторегрессион жараёнларнинг лаглари.

Unit root тестини баҳолашда нуль гипотезага кўра $\gamma = 0$; алтернатив гипотеза эса $\gamma < 0$ деб олинади.

$$DF_t = \frac{\hat{\gamma}}{SE(\hat{\gamma})}$$

Берилган формуладан DF тести учун мос келувчи танқидий қийматлари (critical value) ҳисоблаб топилади. Ушбу тест натижалари ассиметрик бўлганлигини инобатга олсак, бунда фақатгина DF тестининг манфий қийматлари текширилади.

Агарда статистик тест натижалари танқидий қийматларидан (critical value) кичик бўлган қийматларни қабул қилса, нул гипотеза $\gamma = 0$ инкор қилинади ва unit root мавжуд эмас деган хулосани беради.