



ҚАЗАҚСТАН ҰЛТТЫҚ БАНКІ

Қазақстанға арналған инфляцияның серпінді факторлық моделі

Ақша-кредит саясаты департаменті
№2022-4 экономикалық зерттеу

И. Ержан
А. Сейдахметов

Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің (бұдан әрі – Ұлттық Банк) экономикалық зерттеулері мен талдамалық жазбалары ҚРҰБ зерттеулер нәтижесін, сондай-ақ ҚРҰБ қызметкерлерінің басқа ғылыми-зерттеу жұмыстарын таратуға арналған. Экономикалық зерттеулер пікірталастарды ынталандыру үшін таратылады. Құжатта білдірілген пікірлер автордың жеке ұстанымын білдіреді және ҚРҰБ-ның ресми ұстанымына сәйкес келмеуі мүмкін.

Қазақстанға арналған инфляцияның серпінді факторлық моделі.
NBRK – WP – 2022-4

Қазақстанға арналған инфляцияның серпінді факторлық моделі.

Ержан Ислам¹
Сейдахметов Аңсар²

Аннотация

Инфляциялық таргеттеу саясатын ұстанатын орталық банктер үшін инфляциялық процестердің ағымдағы даму үрдістерін қадағалау аса маңызды. Әр түрлі айнымалылардың әсерін стандартты талдаудан басқа, инфляциялық серпіннің негізгі драйверлерінің пайда болу табиғатын түсіну қажет. Осы орайда, бақыланбайтын айнымалылардың инфляциялық процестерге әсерін үнемі талдау ерекше маңызды.

Осы жұмыс шеңберінде авторлар бақыланбайтын айнымалыларды анықтап, олардың инфляциялық процестердің серпініне сандық әсерін бағалау жүргізді.

Негізгі сөздер: инфляция, негізгі құрауыштар әдісі, фактор, бақыланбайтын айнымалы, салым, ыдырау.

JEL-сыныптау: E31, E37, E39, E52.

¹ Ержан Ислам – Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Ақша-кредит саясаты департаментінің макроэкономикалық зерттеулер және болжау басқармасының бас маман-талдаушысы. E-mail: Islam.Yerzhan@nationalbank.kz

² Сейдахметов Аңсар – Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Ақша-кредит саясаты департаментінің макроэкономикалық зерттеулер және болжау басқармасының жетекші маман-талдаушысы. E-mail: Ansar.Seidakhmetov@nationalbank.kz

Мазмұны

1. Кіріспе	5
2. Әдебиетке шолу	6
3. Пайдаланылатын деректер мен әдіснама	8
4. Нәтижелерді талқылау.....	11
5. Одан әрі зерттеуге арналған қорытындылар мен ұсынымдар	15
6. Әдебиет тізімі	16
7. Қосымшалар	18

1. Кіріспе

2015 жылы Қазақстан Ұлттық Банкі монетарлық саясаттың жаңа режимі – инфляциялық таргеттеуге өтті. Инфляциялық таргеттеуді нәтижелі жүргізудің маңызды аспектісі макроэкономикалық айнымалыларды, атап айтқанда инфляцияны талдау және болжау жүйесін енгізу болып табылады. Бұл жүйе ақша-кредит саясаты жөніндегі шешімдерді қолдау үшін модельдердің кең сыныбын пайдалана отырып, құрылымдық макроэкономикалық және эконометрикалық құралдарды құруды көздейді. Салмақты және жүйелі монетарлық саясатты жүргізу реттеушіге сенімді арттыру және инфляциялық күтулерді төмендету арқылы инфляцияны тұрақтандыруға және құбылмалылығын төмендетуге әкеледі.

Инфляция серпініне әсер ететін айнымалылардың біршама саны болуы талдау мен болжау процесін қиындатады. Деректердің үлкен көлемінің ішінде шын мәнінде маңызды көрсеткіштерді бөліп көрсету қажет. Бұл мәселені шешудің әдістерінің бірі негізгі құрауыштар әдісі (PCA – principal component analysis) болып табылады.

Негізгі құрауыштар әдісі – өзара байланысты айнымалыларды негізгі компоненттер деп аталатын өзара байланысты емес жаңа ықшамдалған айнымалылардың жиынтығына түрлендіруге мүмкіндік беретін статистикалық әдіс. Бұл жағдайда деректер өлшемінің азаюы жалпы ақпараттың барынша аз жоғалуымен жүреді. Деректерді түрлендіру бірінші негізгі құрауышта талдауға енгізілген барлық түсіндірме айнымалылардың барынша жоғары ықтимал дисперсиясы болатындығымен анықталады. Кейінгі негізгі құрауыштар қалған дисперсияны ескереді.

Өз жұмысында Stock пен Watson (2002) көптеген предикторларды қолдана отырып болжау кезінде негізгі құрауыштар әдісін қолданудың мағынасы бар екенін эмпирикалық түрде дәлелдеді. Өнеркәсіп өндірісі индексі болжау кезінде деректердің бастапқы массивіне ай сайынғы жиіліктің 149 түсіндірме айнымалысы (өндіріс, тұтыну, жұмыспен қамту, инфляция, пайыздық мөлшерлемелер және т.б.) кірді, ол кейіннен негізгі құрауыштар әдісін қолдана отырып болжанды. Зерттеу барысында қарапайым AR және VAR модельдерімен салыстырғанда болжамдардың ең жоғары жақсаруына алғашқы екі-үш негізгі құрауышты қолдану арқылы қол жеткізілетіні белгілі болды. Қосымша негізгі құрауыштарды қосу болжамдардың сапасын айтарлықтай жақсартпайды.

Аз көлемі бар деректер массивін пайдалану ыңғайлылығынан басқа басты құрауыштар әдісі мөлшерлеу қателерін болдырмауға мүмкіндік береді. Сонымен қатар, негізгі құрауыштар әдісі жалпы бақыланбайтын айнымалыны алу үшін айнымалыларды олардың шығу тегі бойынша топтастыруға мүмкіндік беретін құралдардың бірі болып табылады.

Осы жұмыстың шеңберінде авторлар әртүрлі аспектілердің (сыртқы факторлар, сұраныс пен ұсыныс) әсерін көрсететін бақыланбайтын айнымалыларды анықтады және OLS моделін құру жолымен олардың инфляциялық процестерге әсерін сандық бағалауды жүргізді. Сонымен қатар,

қосымша талдау ретінде жұмыс авторлары OLS моделіне одан әрі шығу табиғаты бойынша топтастырып, әр түрлі айнымалыларды қосу арқылы әр түрлі факторлардың қосқан үлесін бағалауды жүргізді. Сонымен қатар, модель сипаттайтын айнымалылар арасындағы қатынастарды түсіндіру үшін «дисперсияның ыдырауын» (variance decomposition) бағалау мақсатында векторлық авторегрессия (VAR) моделі жасалды.

Осы жұмыс бірнеше бөліктен тұрады. Екінші бөлімде әдебиетке шолу ұсынылып, онда басқа авторлардың осыған ұқсас жұмыстары қаралды. Үшінші бөлімде әдіснама сипатталады. Одан кейін жұмыс авторлары бағалау нәтижелерінің сипаттамасын келтіретін нәтижелерді талқылау бөлімі берілген. Осы зерттеудің тұжырымдары мен ұсынымдары жұмыстың қорытынды бөлімі болып табылады.

Әдебиетке шолу

Инфляцияның шынайы және дәл болжамы мен талдануын алу үшін белгілі бір техникалық талаптардың сақталуы қажет. Мысалы, жеткілікті дәрежеде деректердің үлкен көлемі қол жетімді болуы керек, сондай-ақ инфляцияны болжау және талдау үшін тиісті модельдер әзірленуі керек.

Инфляцияны және оның экономикадағы көздерін зерделеу өте маңызды, өйткені ол орталық банк жүргізетін ақша-кредит саясатын қалыптастыруда маңызды рөл атқарады. Халықаралық Валюта Қорының зерттеуінде (Loungani & Swagel, 2001) дамушы елдердегі инфляция көздері біртекті емес және континентке байланысты әр түрлі екендігі анықталды. Атап айтқанда, Африка мен Азия елдеріндегі инфляция факторлары әртүрлі, өйткені олардың көпшілігінде орташа инфляция деңгейі мейлінше төмен немесе қалыпты болады. Сонымен қатар зерттеу ақша массасының өсуінде, мұнай немесе мұнайға жатпайтын тауарлар бағасының күтілмеген өзгерістеріне жауап ретінде айырбастау бағамын байланыстыруды түзетуде көрінетін фискалдық факторлар айтарлықтай әсер ететіндігін көрсетті.

Бұл ретте бұл елдердегі ең маңызды фактор инерциялық құрауыш болып табылады. Бұл қалыпты немесе төмен инфляциясы бар дамушы елдердегі инфляцияға қарсы саясат өткен және күтілетін инфляцияның арасындағы арақатынасқа әсер ететін құрылымдық мәселелерге бағытталуы керек дегенді білдіреді. Орташа инфляция деңгейі жоғары елдерде, мысалы, Оңтүстік Американың көптеген елдерінде фискалдық факторлардың маңызы басым, ал инерциялық инфляция әлдеқайда аз рөл атқарады.

Feldkircher және Tondl (2020) мақаласында жаһандық факторлардың әсері ескеріле отырып, инфляция мен ақша-кредит саясаты арасындағы байланыс зерттелді. Ол үшін GVAR моделі бағаланып, инфляция болжамы мен қысқа мерзімді пайыздық мөлшерлемелер қатесі дисперсиясының жалпылама декомпозициясы жүргізілді. Талдау Орталық, Шығыс және Оңтүстік-Шығыс Еуропа елдерінде, сондай-ақ экономикасы дамып келе жатқан елдерде жаһандық факторлар инфляцияға ұстамды әсер ететінін

көрсетеді. Дамыған елдерде әлемдік бағалардың серпіні ұзақ мерзімді перспективада инфляцияның 55 пайызын түсіндіре отырып инфляцияға қатты әсер етеді. Мұнай бағасының өсуі де валюта бағамы сияқты барлық іріктелген елдерде инфляция факторлары болып табылады. Экономикасы дамып келе жатқан бірнеше елде, әсіресе инфляциялық таргеттеу саясатын іске асыратын елдерде ақша-кредит саясаты бойынша шешімдер инфляцияның негізгі факторы болып табылады. Ақша-кредит саясатының мөлшерлемесін реттеудің өз артықшылықтары бар және экономикадағы бағаның тұрақтылығын қолдайды, алайда, жаһандану орталық банктердің мүмкіндіктерін шектейді. Сонымен қатар нәтижелер сұраныс факторлары инфляцияны анықтайтын маңыздылығы төмен фактор екенін көрсетеді.

«Forecasting local inflation with global inflation» зерттеуінде инфляцияны болжау үшін бірқатар модельдер қаралады және қолданыстағы экономикалық модельдер нарығы қалыптасушы елдердегі инфляцияны болжау үшін сәйкес келмейді деп айтылады (Duncan & Martínez-García, 2015).

Инфляцияны талдауға арналған негізгі құрамдас бөліктер әдісіне (РСА) арналған әдебиетті екі тәсілге бөлуге болады. Бірінші тәсіл өңірлік инфляцияның не оның жекелеген құрамдас бөліктерінің (қызметтер, өнеркәсіп, азық-түлік және т.б.) қарқынына негізделген инфляцияның балама индикаторларын құрумен байланысты. Жалпы факторлар туралы ақпарат өңірлік инфляция қарқыны ауқымында болады деп болжанады, сондықтан негізгі құрамдас бөліктер өңірлік инфляциядан ерекшеленеді. Қазақстан өңірлері бойынша ұқсас зерттеуді Ұлттық Банк қызметкерлері жүргізді, ол Қазақстан өңірлері бойынша инфляциялық процестер серпінінің әртектілігі туралы гипотезаны растады (Тулеев және Сейдахметова, 2017). Инфляцияның негізгі факторларға жалпы тәуелділігіне қарамастан, осы факторлардың инфляцияға әсер ету дәрежесі мен сипаты әр өңірдің жеке сипаттамаларына байланысты ерекшеленеді.

Marques et al. (1999, 2000, 2001) және Abenoja et al. (2017) өз зерттеулерінде басты құрамдас бөліктер әдісі негізінде инфляцияны бағалайды, сондай-ақ бірінші басты құрамдас бөлікті тиісінше Португалияда және Филиппинде инфляция үрдісінің индикаторы ретінде пайдаланады. Нәтижесінде алынған жаңа көрсеткіштің базалық инфляция индикаторының қалаулы ерекшеліктері бар: жалпы инфляциямен және базалық инфляцияның қолжетімді көрсеткіштерімен салыстырғанда аз құбылмалы. РСА негізінде базалық инфляцияның прокси-көрсеткішінің тіпті ТБИ-дың тарихи құбылмалы құрауыштары оны бағалаудан алып тасталмаса да базалық инфляцияның көптеген көрсеткіштеріне қарағанда барынша төмен стандартты ауытқуы бар.

Екінші тәсілді қолданған кезде барлық аймақтар үшін жалпы макроэкономикалық көрсеткіштердің уақыт қатарларының көп саны бойынша статистика қолданылады (ақша агрегаттарының өсу қарқыны, валюта бағамының өзгеруі, ІЖӨ өсу қарқыны, номиналды пайыздық мөлшерлеме және т.б.) және негізгі құрамдастар осы мәліметтер массивінен есептеледі. Осыған ұқсас әдіс осы зерттеуде қолданылады. Бұл әдіс бұрын Stock және

Watson (1998) және Forni et al (2000, 2004) жұмыстарында ұсынылған, Sargent және Sims (1977) және Geweke (1977) модельдеріне негізделген жалпыланған динамикалық факторлық модельдердің қасиеттерін зерттейді. Stock және Watson (1998, 1999, 2002) мақалалар сериясында Америка Құрама Штаттарының макроэкономикалық деректерінің басым көлемін факторлардың жеке кіші топтарына айналдыру үшін факторлық модельдер қолданылады, содан кейін алынған факторлар ІЖӨ және инфляция сияқты макроэкономикалық қатарлардың болашақ мәндерін болжау үшін қолданылады.

Stock және Watson, RMS – MSE болжамдарының қателіктерін салыстыра отырып, бұл екі сатылы әдіс басқа бір өлшемді, екі өлшемді және көп өлшемді анықтамалық модельдердің нәтижелерінен асып түсетін болжамдар беретінін анықтады. Бұл әдіс әсіресе инфляцияны болжау кезінде пайдалы.

Forni et al. (2001) және Marcellino, Stock, Watson (2003) Еуропа аймағының үлкен деректерін талдау үшін, ал Artis, Banerjee, Marcellino (2002) және Matheson (2006) Ұлыбритания мен Жаңа Зеландияның экономикалық және қаржылық айнымалыларын болжау үшін факторлық модельдерді қолданады.

Пайдаланылған деректер және әдіснама

Осы зерттеуді іске асыру кезінде 2011 жылғы қаңтардан 2021 жылғы қыркүйекке дейінгі айлық жиіліктегі алдыңғы кезеңге 65 ауыспалы өзгерістер қолданылды (1-қосымша). Бірінші кезеңде барлық айнымалыларды маусымдық тазарту жүргізілді. Әрі қарай, негізгі құрамдастар әдісін бақыланбайтын айнымалыларды анықтау құралы ретінде қолдануға байланысты барлық деректер қалыпқа келтіріліп, шығу тегі мен инфляциялық процестерге әсері бойынша топтастырылды.

Негізгі құрамдастарды талдау (РСА) – бұл көптеген вариацияларды сақтай отырып, өзара байланысты айнымалылардың көп мөлшерін (айнымалылар санын) азайту үшін жиі қолданылатын деректерді талдау құралы (Kunovac, 2007). РСА реттелмеген айнымалылар жиынтығын (факторлар немесе негізгі құрамдастар) есептейді. Бұл факторлар алғашқы бірнеше бастапқы айнымалылардағы дисперсияның көп бөлігін сақтап қалатындай етіп реттелген.

Мейлі X – p кездейсоқ шамалардың векторы болсын. Негізгі құрамдастарды түрлендірудің негізгі идеясы кездейсоқ шамалардың дисперсиясымен берілген вариацияның көп бөлігін сақтаған бірнеше ($<p$) айнымалыларды табу болып табылады. Мәселен, $\chi' = [X_1, X_2, \dots, X_p]$ кездейсоқ векторында $\lambda_1 \geq \lambda_2 \dots \geq \lambda_p \geq 0$ өзіндік мәні бар коварианттық матрицасы бар болса да.

Мәселен бізде X элементінің $Y_j = \alpha_j X = \alpha_1 X + \alpha_2 X + \dots + \alpha_p X$ сызықтық комбинациялар бар делік, мұнда α_j - p құрамдасының векторы $\alpha_{j1}, \alpha_{j2}, \dots, \alpha_{jp}$.

Тиісінше,

$$Var(Y_j) = \alpha_j' \Sigma \alpha_j \quad \text{мұнда } j=1,2,\dots,p \quad (1)$$

$$Var(Y_j, Y_k) = \alpha_j' \Sigma \alpha_k \quad \text{мұнда } j, k=1,2,\dots,p \quad (2)$$

Негізгі құрамдастар – бұл барынша ең жоғарғы дисперсиясы бар $Y_j, Y_j, \dots, Y_p$, түзетілмеген сызықтық комбинациялары (1). Негізгі құрамдастарды тапқан кезде біз олардың ауытқуларына назар аударамыз. Алғашқы қадам – барынша ең жоғарғы дисперсиясы бар $\alpha_j' X$ сызықтық комбинацияны табу:

$$\alpha_1' X = \alpha_{11} X_1 + \alpha_{12} X_2 + \dots + \alpha_{1p} X_p = \sum_{k=1}^p \alpha_{1k} X_k \quad (3)$$

Кейіннен корреляцияланбаған $\alpha_1' X$ бар және барынша ең жоғарғы дисперсиясы бар $\alpha_2' X$ сызықтық комбинацияны табамыз, сонымен, k -ші кезеңде $\alpha_k' X$ сызықтық комбинациясы табылуы керек, ол барынша ең жоғарғы дисперсиясы бар және корреляциясы жоқ $\alpha_1' X, \alpha_2' X, \dots, \alpha_{k-1}' X$ қамтуы тиіс. Алынған k айнымалы $\alpha_k' X$ – бұл k -шы басты құрамдас, оған дейін p негізгі құрамдасын табуға болатын, бірақ q -ші кезеңнен кейін тоқтау жеткілікті ($q \leq p$), мұнда X вариациясының көп бөлігі q негізгі құрамдастарында ескерілді.

- Негізгі құрамдастың дисперсиясы осы негізгі құрамдасқа сәйкес келетін меншікті мәнге тең,

$$Var(Y_j) = \alpha_j' \Sigma \alpha_j = \lambda_j \quad \text{мұнда } j=1,2,\dots,p \quad (4)$$

- Деректердің жалпы дисперсиясы оның негізгі құрамдастарының жалпы дисперсиясына тең,

$$\sigma_{11} + \sigma_{22} + \dots + \sigma_{pp} = \sum_{j=1}^p Var(X_j) = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p = \sum_{j=1}^p Var(Y_j) \quad (5)$$

Бастапқыда деректер барлық деректерді нөлдік орташа және бір стандартты ауытқуға қалыпқа келтірудің стандартты әдісін қолдана отырып, айнымалылар бірдей ауқымда болатындай етіп қалыпқа келтірілді. $X' = [X_1, X_2, \dots, X_p]$ кездейсоқ векторы тиісті қалыпқа келтірілген айнымалыларға түрлендірілді

$$Z = \left[Z_j = \frac{X_j - \mu_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right] \quad \text{мұнда } j=1,2,\dots,p \quad (6)$$

Матрицалық жазбада былай ұсынылуы мүмкін:

$$Z = (V^{1/2})^{-1} (X - \mu) \quad (7)$$

Мұнда $V^{1/2}$ – стандартты ауытқудың диагональды матрицасы. Тиісінше, $Z(E) = 0, Cov(Z) = \rho$.

Z басты құрауыштары X корреляциялық матрицасының меншікті векторларынан алынуы мүмкін. X үшін барлық алдыңғы қасиеттер Z -ге де қолданылады, сондықтан Y_j белгілеуі j -ші басты құрауышқа жатады, ал мәндері (λ_j, α_j) өзіндік мәндердің векторларының жұбы болып табылады.

$Z' = [Z_1, Z_2, \dots, Z_p]$ с $Cov(Z) = \rho$ қалыпқа келтірілген ауыспалылардың j -ші басты құрауышы мынадай түрде берілген:

$$Y_j = \left(V^{1/2}\right)^{-1} (X - \mu), \text{ осылайша:}$$

$$\sum_{j=1}^p Var(Y_j) = \sum_{j=1}^p Var(Z_j) = P \quad \text{мұнда } j=1, 2, \dots, p \quad (8)$$

Бұл жағдайда $(\lambda_1, \alpha_1), (\lambda_2, \alpha_2), \dots, (\lambda_p, \alpha_p)$ – p $\lambda_1 \geq \lambda_2 \dots \geq \lambda_p \geq 0$ үшін талаптары бар өзіндік мәндердегі векторлар жұбы

Басты құрауыштарды анықтау мынадай түрде жүргізіледі. Жүктемелер матрицасы немесе өзіндік векторлар - бұл осы басты құрауыш үшін өлшенетін ауыспалының маңыздылық өлшемі. Барлық элементтер оң деп болжай отырып, бірінші құрауыш ауыспалылардың орташа өлшенген мәнін білдіреді, оны инфляция үрдісі деп атайды. Дәл сондай-ақ кейінгі құрауыштардағы оң және теріс коэффициенттерді инфляция факторлары ретінде алып қарауға болады.

Дисперсия салмағы басты құрауышты анықтайды және бастапқы ауыспалыларды жақсы түсіндіреді. Алғашқы q басты құрауыштардың Z вариациясын қаншалықты жақсы түсіндіретіндігінің өлшемі мынадай түрде берілген:

$$\varpi_q = \frac{\sum_{j=1}^p \lambda_j}{p} = \frac{\sum_{j=1}^p Var(Z_j)}{p}. \quad (9)$$

РСА арқылы инфляцияның вариациясын түсіндіретін негізгі факторларды алғаннан кейін осы факторлардың үлесін одан әрі бағалау жүргізіледі.

Бақыланбайтын әрбір ауыспалының ықпал ету дәрежесі мен салымын айқындау құралы ретінде ең аз шаршы метр әдісі пайдаланылады. Бұл әдіс алынған q маңызды факторлардың үлесін Y қызығушылығының ауыспалысы ретінде табу үшін пайдаланылады. Нақты түрде y_t үшін q маңызды факторларға $X' = [X_1, X_2, \dots, X_q]$ желілік тәуелділік өлшенеді, мына теңдеу OLS көмегімен бағаланады:

$$y_t = \alpha_t + \sum_{i=1}^q \beta_i X_{i,t} + \varepsilon_t \quad \text{мұнда } i = 1, 2, \dots, q, \quad (10)$$

мұнда $\hat{\beta}_i$ алынған X_i тиісті факторының өзгеру бірлігіне болжамды үлесі болып табылады. Ең кіші шаршының негізін қалаушы әдістің толық түсіндірмесін Линник кітабынан (1962) табуға болады.

Векторлық авторегрессия және дисперсияның кейінгі декомпозициясы негіздері Stock және Watson жұмысында (2005) сипатталған.

Векторлық авторегрессия модельдері мынадай нысанда болады:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad (11)$$

мұнда $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$ (штрих тасымалдауды білдіреді) - қызығушылық тудыратын K бақыланатын ауыспалылардың векторы, A'_i - бұл параметрлер матрицалары $(K \times K)$, p - кешігу тәртібі. VAR (11) моделінде барлық ауыспалы алдын ала эндогенді болып болжанған. Дисперсияның ыдырауы VAR үлгілерін түсіндіруге көмектеседі. Ол мынадай түрде ұсынылған.

Алға қарай h қадамға болжам мынадай (1) рекурсивті түрде алынуы мүмкін:

$$y_{t+h} - y_{t+h|t} = A_1 y_{t+h-1|t} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (12)$$

Мұнда $y_{t+j|t} = y_{t+j}$ для $j \leq 0$. Демек, болжам қатесі мынаған тең

$$y_{t+h} - y_{t+h|t} = u_{t+h} + \sum_{i=1}^{h-1} \Phi u_{t+h-i} \sim (0, \Sigma_h = \Sigma_u + \sum_{i=1}^{h-1} \Phi_i \Sigma_u \Phi_i'), \quad (13)$$

болжам қателері нөлдік орташа мәнге және Σ_h тең ковариациялық матрицаға ие болған жағдайда.

Болжамның k -ші элементі болжаудың қате дисперсиясы мынадай түрде беріледі:

$$\sigma_k^2(h) = \sum_{j=0}^{h-1} (\theta_{k1,j}^2 + \dots + \theta_{kk,j}^2) = \sum_{j=0}^{h-1} (\theta_{kj,0}^2 + \dots + \theta_{kj,h-1}^2) \quad (14)$$

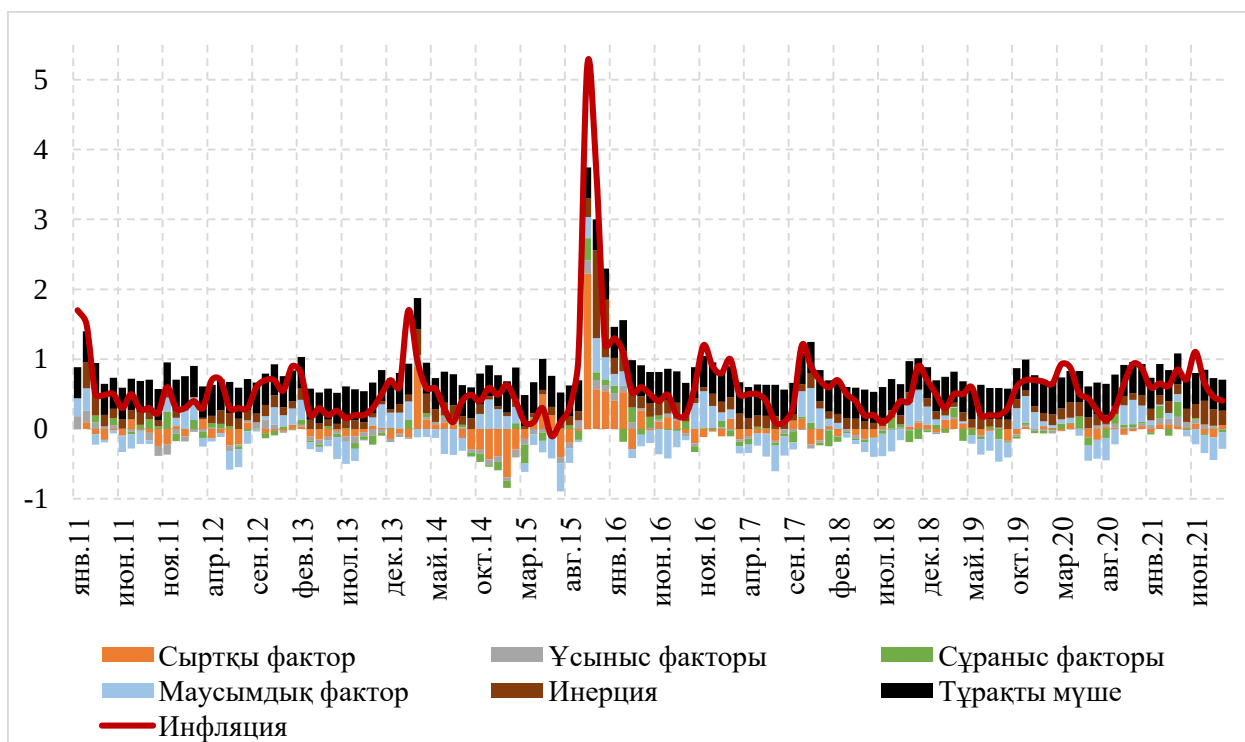
$(\theta_{kj,0}^2 + \dots + \theta_{kj,h-1}^2)$ мүшесін k ауыспалы болжамының қате дисперсиясына h -қадамдағы j -ші күтпеген өзгерістің үлесі ретінде түсіндіруге болады. Мүшені $\sigma_k^2(h)$ -ге деп бөлу h қадамындағы k ауыспалы болжам қатесінің дисперсиясына j күтпеген өзгерістің пайыздық үлесін береді. Мұндай тәсіл Sims (1980) ұсынған және болжамның түрлі аумағы үшін жиі қолданылады және түсіндіріледі.

Нәтижелерді талқылау

Зерттеу шеңберінде басты құрауыш әдісі арқылы үш бақыланбайтын ауыспалылар алынды: сыртқы фактор, ұсыныс және сұраныс факторы. Бұл ретте сұраныс факторы монетарлық және фискалдық саясаттың әсерін де ескереді. Факторларды алу үшін пайдаланылатын бақыланатын ауыспалылар тәуелді ауыспалымен барынша корреляцияланғандығы қағидатына сүйене отырып, осы жағдайда инфляция көрсеткішімен іріктелді.

1-суреттен көрініп тұрғандай, айқын күтпеген өзгерістер болмаған кезеңде инфляцияға тұрақты мүше, инерция және маусымдық фактор елеулі үлес қосады. Инфляцияның айтарлықтай үдеуінің белгілі бір кезеңдерінде, атап айтқанда 2014 жылғы ақпанда және 2015 жылғы қазанда сыртқы фактор негізгі үлес қосты. Расымен де, инфляция осы кезеңдерде теңгенің айырбастау бағамының серпінін ішкі бағаларға көшіру жағдайында импорттық бағалардың өсуі есебінен жеделдеген.

**Негізгі құрауыштар әдісін пайдалана отырып алынған
бақыланбайтын айнымалылардың айлық инфляцияға үлесі**

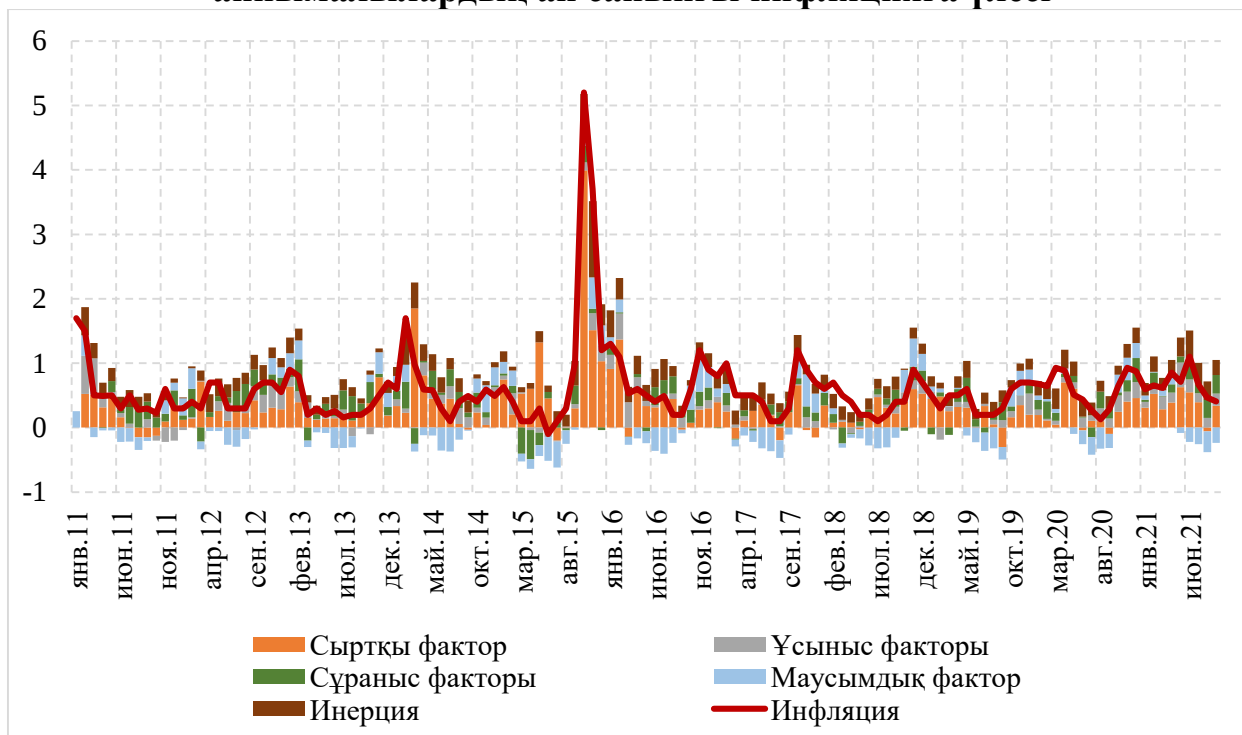


Дереккөзі: БҰҰ ААҰ, Ұлттық Банк, СЖРА ҰСБ, РФ ОБ, авторлардың есептері

Қалған бақыланбайтын айнымалылардың барлық талданатын кезеңге әсері шектеулі. Бұл ретте, пандемия тарала бастаған кезден бергі уақыт аралығын талдай отырып, басқа кезеңдермен салыстырғанда факторлардың, сұраныс пен ұсыныстың әсерінің күшейгенін атап көрсетуге болады. Сонымен бірге, осы зерттеуден көргеніміздей, негізгі құрауыштар әдісін бақыланбайтын айнымалыларды анықтау және алу құралы ретінде пайдаланудың бір қарағанда тиімді көрінгенімен, аса тиімді емес екенін атап өткен жөн. Бұл факт көптеген бақыланатын айнымалылардың әртүрлі бағытта және әртүрлі уақыт аралығында әсер ететініне байланысты. Бұл кемшілікті жою үшін оған бақыланатын айнымалыларды тікелей қосу және шығу сипаты бойынша факторларға бөлу арқылы екінші OLS моделі құрылды.

Бұл модельдің нәтижелері PCA арқылы алынған модельдің нәтижелерінен біршама ерекшеленеді. Айнымалылар тобы пайдаланылатын модельде осы айнымалы алдындағы коэффициенттер маңызының әлсіз болуына байланысты тұрақты мүше жоқ (2-сурет).

**Айнымалылар тобын пайдалану арқылы алынған бақыланбайтын
айнымалылардың ай сайынғы инфляцияға үлесі**



Дереккөзі: БҰҰ ААҰ, Ұлттық Банк, СЖРА ҰСБ, РФ ОБ, авторлардың есептері

Талдау кезеңі ішінде инфляциялық процестерге негізгі үлесті сыртқы фактор қосады, бұл дайын әрі аралық импорт үлесінің жоғары болуына байланысты. Мысалы, Қазақстан Республикасының Стратегиялық жоспарлау және реформалар агенттігі Ұлттық статистика бюросының деректері бойынша 2020 жылы азық-түлік тауарларын тұтынудағы импорт үлесі 22,1%, азық-түлікке жатпайтын тауарларды тұтынудағы импорт үлесі 60,3% болды. 2011 жылдан бастап тұтыну қоржынындағы импорт үлесінің бір деңгейде қалып отырғанын: азық-түлікке жатпайтын тауарлар үшін шамамен 60% және тамақ өнімдері үшін 20% болатынын атап көрсету қажет. Бұл ретте, сыртқы факторлардың көп бөлігі негізгі сауда серіктесі ретіндегі Ресей Федерациясынан инфляция импортының ықпалына байланысты. Бұл айнымалы тендеуде ең жоғары коэффициентке ие және маңызы өте жоғары (3-қосымша), бұл Ресеймен тығыз экономикалық қарым-қатынас және оның жалпы импорттағы жоғары үлесі арқылы түсіндіріледі, мысалы 2021 жылғы қаңтар-қыркүйекте үлесі 41,1% болды.

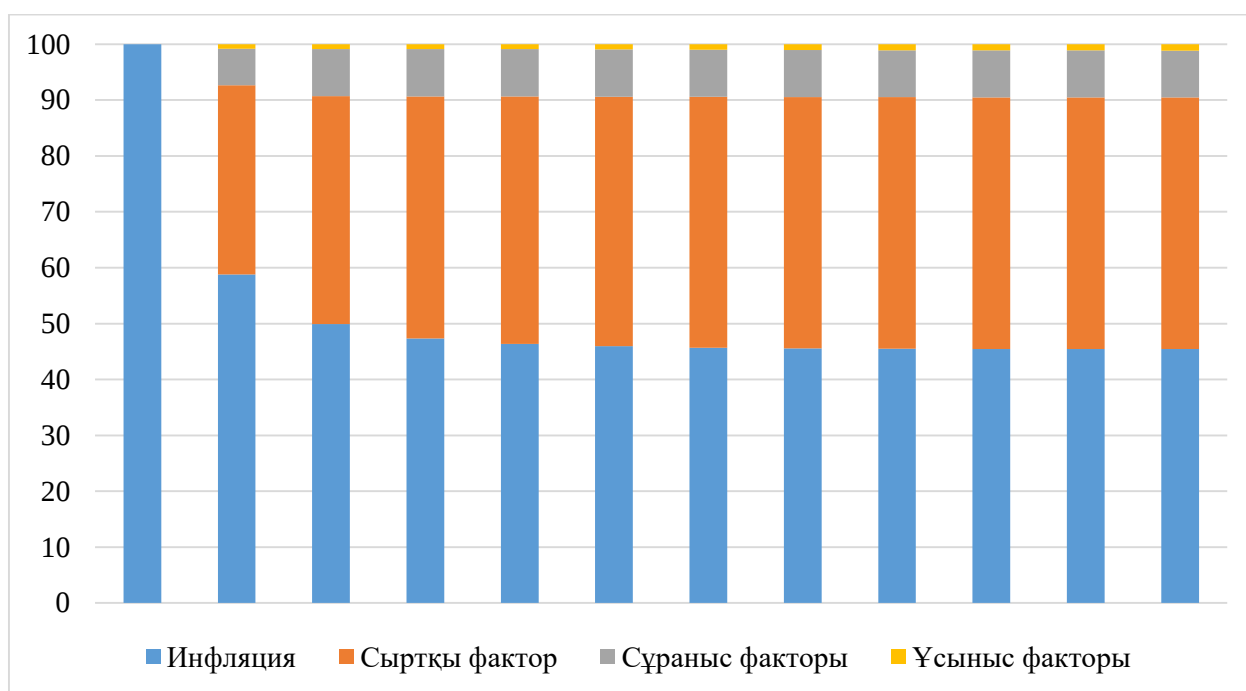
Сыртқы фактордан басқа, маусымдық фактор мен инерция факторы да айтарлықтай үлес қосады. инерцияның маңызды үлесі инфляциялық процестердің әр түрлі болуына байланысты. Әр түрлі күрт өзгерістерге қарсы баға өзгерісінің мөлшері мен уақыты әр түрлі болады және белгілі бір аймаққа, сондай-ақ белгілі бір сауда орнына байланысты болады. Сонымен қатар, маусымдық фактор мен инерцияның маңызды үлесі жанама түрде экономикадағы құрылымдық шектеулер мен теңгерімсіздіктердің болуын көрсетуі мүмкін.

РСА арқылы алынған факторларды қолданатын модельге қарағанда модельдің қазіргі нұсқасында сұраныс пен ұсыныс факторларының маңызды үлесі байқалады. Атап айтқанда, пандемия басталғаннан бергі кезеңде осы факторлардың елеулі үлесі көрінеді.

Сонымен қатар, осы зерттеудің авторлары бұрын сипатталған екі модельден басқа, модельде сипатталған айнымалылар арасындағы қатынастарды түсіндіру үшін «дисперсияның ажырауын» (variance decomposition) бағалау мақсатында VAR моделін құрды (3-сурет).

3-сурет

Айнымалылар тобын пайдалану арқылы алынған бақыланбайтын айнымалылардың ай сайынғы инфляцияға үлесі



Дереккөзі: БҰҰ ААҰ, Ұлттық Банк, СЖРА ҰСБ, РФ ОБ, авторлардың есептері

Бұл құрал нақты экзогендік күрт өзгерістерден үлесті болжаудағы қателіктер дисперсиясын «ажыратады», сондай-ақ серпіндегі айнымалылардың өзгеруін түсіндіру үшін белгілі бір күрт өзгерістің қаншалықты маңызды екенін көрсетеді.

Variance decomposition сәйкес, бірінші айда инфляцияның шамамен 100% өзгеруі инфляцияның өзіндегі күрт өзгерістерге байланысты. Келесі айларда инфляцияның үлесі азаяды, ал инфляцияның өзгеруіне факторлардың үлесі тез күш алады. Жүйе күрт өзгерістерден кейін шамамен 6 айдан өткен соң тұрақты болады және факторлардың үлесі 55% деңгейінде сақталады. Бұл ретте, дисперсияның көп бөлігі (шамамен 44%) сыртқы күрт өзгерістер арқылы түсіндіріледі, бұл ішкі бағалар серпінінің әлемдік жағдайға тәуелділігін тағы да растайды.

5. Одан әрі зерттеуге арналған қорытындылар мен ұсынымдар

Осы жұмыс шеңберінде бақыланбайтын факторлар анықталды және олардың инфляциялық процестерге әсеріне сандық бағалау жүргізілді.

Бақыланбайтын айнымалыларды алу құралы ретінде негізгі құрауыштар әдісі қолданылды. Одан кейін, әр бақыланбайтын айнымалының әсер ету дәрежесі мен үлесін анықтау үшін ең кіші квадраттар әдісі (OLS) қолданылды. Бұдан басқа, авторлар екінші OLS моделін құрып, оған бақыланатын айнымалыларды тікелей қосты және содан кейін шығу сипаты бойынша факторларға бөлді. Сонымен қатар, осы зерттеудің авторлары бұрын сипатталған екі модельден басқа, модельде сипатталатын айнымалылар арасындағы қатынастарды түсіндіру үшін «дисперсияның ажырауын» (variance decomposition) бағалау мақсатында VAR моделін құрды.

Зерттеу нәтижелеріне сәйкес, инфляциялық процестер серпініне импорттың жоғары үлесіне байланысты сыртқы фактор, сондай-ақ маусымдық фактор және инерция факторы сияқты факторлар негізгі үлесін қосады, бұл жанама түрде құрылымдық теңгерімсіздіктер мен шектеулердің болуын көрсетеді. Халықаралық Валюта Қорының зерттеуіне (Loungani & Swagel, 2001) сәйкес инерцияның маңызды үлесі көптеген дамушы елдерге тән. Бұл проблеманы жою үшін инфляцияға қарсы саясат өткен және болашақ инфляция арасындағы күтулердің арақатынасына әсер ететін құрылымдық мәселелерге бағытталуы тиіс.

Бұл ретте, пандемия басталғаннан бері модельдің екі нұсқасы сұраныс пен ұсыныстың тұрақты оң үлесінің болуын көрсетті.

Қорытындылай келе, инфляциялық процесстердің сыртқы факторларға, маусымдық және инерцияға қатты тәуелділігін атап өткен жөн. Бұл факт терең құрылымдық проблемалардың болуын және ішкі өндірістің жеткіліксіздігін растайды. Бұл ретте шекті бағаларды белгілеу және ұзақ мерзімді перспективада нарықтарды реттеу жолымен әкімшілік араласу арқылы инфляциялық процесстерді жасанды тежеу нарықтардағы орын алып отырған теңгерімсіздіктерді одан әрі тереңдетеді.

Орын алған проблемаларды нарықтарды қайта реттеу; бизнес жүргізу үшін қолайлы және ашық жағдайлар жасау жолымен ішкі өндірушілерді жанама қолдау; контрциклдық бюджет ережесін енгізу және ақша-кредит және салық-бюджет саясатын үндестіру жолымен шешуге болады.

Әдебиет тізімі

1. James H. Stock and Mark W. Watson, Forecasting Using Principal Components From a Large Number of Predictors, Journal of the American Statistical Association, December 2002;
2. Mr. Prakash Loungani and Mr. Phillip L Swagel, Sources of Inflation in Developing Countries, IMF Working Papers, 2001;
3. Feldkircher, M., and Tondl, G., Global Factors Driving Inflation and Monetary Policy: A Global VAR Assessment, International Advances in Economic Research, 2020;
4. Duncan, R., and Martínez-García, E., Forecasting local inflation with global inflation: When economic theory meets the facts, Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper, 2015;
5. Marques, C. R., and Mota, J. M., Using the asymmetric trimmed mean as a core inflation indicator, Banco de Portugal, Economics Research Department, 2000;
6. Machado, J. F., Marques, C. R., Neves, P. D., da Silva, A. G., Using the first principal component as a core inflation indicator, Banco De Portugal, 2001;
7. Marques, C. R., Neves, P. D., da Silva, A. G., Why should Central Banks avoid the use of the underlying inflation indicator, Economics Letters, 2002;
8. Zeno Ronald R. Abenoja, Joselito R. Basilio, Cherrie F. Ramos, and Joan Christine S. Allon., An Alternative Core Inflation Measure for the Philippines using Principal Components Analysis, Bangko Sentral ng Pilipinas, 2017;
9. Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Reichlin, L., The generalized dynamic-factor model: Identification and estimation, Review of Economics and statistics, 2000;
10. Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. and Reichlin, L., The generalized dynamic factor model consistency and rates, Journal of Econometrics, 2004;
11. Stock, J. H., and Watson, M. W., A comparison of linear and nonlinear univariate models for forecasting macroeconomic time series, 1998;
12. Sargent, T. J., and Sims, C. A., Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory. New methods in business cycle research, 1977;
13. Geweke, J., The dynamic factor analysis of economic time series. Latent variables in socio-economic models, 1977;
14. Chan, Y. L., Stock, J. H., and Watson, M. W., A dynamic factor model framework for forecast combination, Spanish Economic Review, 1999;
15. Forni, M., and Lippi, M., The generalized dynamic factor model: representation theory, Econometric theory, 2001;

16. Marcellino, M., Stock, J. H., and Watson, M. W., Macroeconomic forecasting in the euro area: Country specific versus area-wide information, *European Economic Review*, 2003;
17. Artis, M. J., Banerjee, A., and Marcellino M., Factor forecasts for the UK. *Journal of forecasting*, 2005;
18. Matheson, T. D., Factor model forecasts for New Zealand, 2006;
19. Kunovac, D., Factor model forecasting of Inflation in Croatia, *Financial theory and practice*, 2007;
20. Stock, J. H., and Watson, M. W., Implications of dynamic factor models for VAR analysis, 2005;
21. Sims, C. A., Macroeconomics and reality, *Econometrica: Journal Of The Econometric Society*, 1980;
22. Линник, Ю. В., Метод наименших квадратов и основы теории обработки наблюдений, Физматгиз 1962;
23. Тулеуов, О. и Сейдахметова, Б., Инфляционные процессы в регионах Казахстана: анализ неоднородности инфляционных факторов и модель дезагрегированного прогнозирования инфляции на основе BVAR-подхода. *Инфляция в регионах Казахстана*, 2017.

Қосымшалар

1-қосымша

Пайдаланылған көрсеткіштер тізімі

№	Көрсеткіштің атауы
1	ФАО азық-түлік бағаларының индексі
2	ФАО ет бағасының индексі
3	ФАО сүт өнімдері бағаларының индексі
4	ФАО астық бағасының индексі
5	ФАО өсімдік майларының баға индексі
6	ФАО қант бағасының индексі
7	АҚШ долларының теңгеге қатысты бағамы
8	Ресей рублінің теңгеге қатысты бағамы
9	Импорттық баға индексі
10	Тұтыну тауарларының импорттық бағаларының индексі
11	Тұтыну азық-түлік тауарларының импорттық баға индексі
12	Тұтыну азық-түлік емес тауарларының импорттық бағаларының индексі
13	Ресейдегі тұтыну бағаларының индексі
14	Ресейдегі тұтыну азық-түлік бағаларының индексі
15	Ресейдегі тұтыну азық-түлік емес бағалар индексі
16	Ресейдегі қызметтер бағасының индексі
17	Brent маркалы мұнайдың орташа айлық құны
18	Еуроодақтағы тұтыну бағаларының индексі
19	Қытайдағы тұтыну бағаларының индексі
20	АҚШ-тағы тұтыну бағаларының индексі
21	АҚШ-тағы жеке тұтыну шығыстарының индексі
22	Экономикадағы теңге саны
23	Ақша базасы (резервтік ақша)
24	Ақша базасы (тар мағынада)
25	M0 (айналыстағы қолма-қол ақша)
26	M1
27	M2
28	M3 (ақша массасы)
29	TONIA орташа айлық мәні
30	Тұтынушылық мақсаттарға берілген кредиттердің көлемі
31	Тамақ өнімдерін өндірушіге берілген кредиттердің көлемі
32	Ауыл шаруашылығы өндірушілеріне берілген кредиттер көлемі
33	Көлік секторына берілген кредиттердің көлемі
34	Сауда секторына берілген кредиттер көлемі
35	Тұтыну тауарларын өндірушілер бағасының индексі

36	Азық-түлік өнімдерін өндірушілер бағасының индексі
37	Сусын өндірушілер бағасының индексі
38	Киім өндірушілердің баға индексі
39	Дәрі-дәрмек өндірушілердің баға индексі
40	Автомобиль өндірушілердің баға индексі
41	Жиһаз өндірушілердің баға индексі
42	Электр энергиясын өндірушілер бағасының индексі
43	Бензин өндірушілердің баға индексі
44	Дизель өндірушілердің баға индексі
45	Өңдеу өнеркәсібі өндірушілерінің баға индексі
46	Өндірушілердің баға индексі
47	Ауыл шаруашылығындағы өндірушілер бағасының индексі
48	Өсімдік шаруашылығындағы өндірушілер бағасының индексі
49	Мал шаруашылығындағы өндірушілердің баға индексі
50	Көлік секторындағы өндірушілердің баға индексі
51	Өңдеу өнеркәсібінің нақты көлем индексі
52	Ауыл шаруашылығындағы нақты көлем индексі
53	Бөлшек саудадағы тауар айналымы
54	Номиналды ақшалай кірістердің индексі
55	Нақты ақшалай кірістер индексі
56	Нақты еңбекақы индексі
57	Номиналды еңбекақы индексі
58	Экономикалық белсенді халық саны
59	Тауарлар мен қызметтерді сатып алуға арналған бюджет шығыстары
60	Еңбекақының бюджет шығыстары
61	Жеке тұлғаларға бюджет шығыстары
62	Тұтыну бағаларының индексі
63	Тұтыну азық-түлік бағаларының индексі
64	Тұтыну азық-түлік емес бағаларының индексі
65	Қызметтер бағасының индексі

РСА бар модель нәтижелері

Sample (adjusted): 2011M11 2021M09
Included observations: 119 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI_SA(-1)	0.257043	0.061815	4.158255	0.0001
FACTOR_EXTERNAL(-1)	0.218053	0.027155	8.029799	0.0000
FACTOR_MONETARY(-2)	0.048499	0.022591	2.146823	0.0340
FACTOR_SUPPLY	0.037629	0.022539	1.669525	0.0978
FACTOR_FISCAL(-10)	0.048686	0.026804	1.816360	0.0720
FACTOR_DEMAND(-2)	0.041778	0.024086	1.734519	0.0856
C	0.445164	0.046401	9.593907	0.0000
R-squared	0.681860	Mean dependent var		0.595212
Adjusted R-squared	0.664816	S.D. dependent var		0.525566
S.E. of regression	0.304277	Akaike info criterion		0.515263
Sum squared resid	10.36944	Schwarz criterion		0.678741
Log likelihood	-23.65816	Hannan-Quinn criter.		0.581646
F-statistic	40.00763	Durbin-Watson stat		1.595977
Prob(F-statistic)	0.000000			

Топтастырылған модель нәтижелері

Sample (adjusted): 2011M06 2021M09
Included observations: 124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI(-1)	0.367634	0.057527	6.390623	0.0000
D_REAL_INCOME(-2)	0.020297	0.007832	2.591465	0.0108
M_CREDIT_CONSUMER(-3)	0.044291	0.018163	2.438553	0.0163
E_CPI_RU	0.531251	0.067453	7.875904	0.0000
E_IMPORT_CONS_PRICES(-1)	0.040869	0.017994	2.271194	0.0250
E_RUB_KZT(-1)	0.069355	0.010117	6.855165	0.0000
E_USD_KZT(-1)	0.051872	0.011597	4.472701	0.0000
S_PPI_CONSUMER_GOODS(-1)	0.133821	0.051278	2.609722	0.0103
S_PPI_AGRICULTURE(-1)	0.032066	0.023743	1.350541	0.1795
M_MONEY_SUPPLY(-5)	0.024980	0.013434	1.859486	0.0655
M_M2X(-4)	0.026571	0.009562	2.778680	0.0064
R-squared	0.714045	Mean dependent var		0.581831
Adjusted R-squared	0.688740	S.D. dependent var		0.588888
S.E. of regression	0.328545	Akaike info criterion		0.696237
Sum squared resid	12.19739	Schwarz criterion		0.946423
Log likelihood	-32.16668	Hannan-Quinn criter.		0.797868
Durbin-Watson stat	1.744188			