

ISSN 2709-4227

Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің

ЭКОНОМИКАЛЫҚ ШОЛУЫ

№ 1 арнайы шығарылым, 2026



ҚАЗАҚСТАН ҰЛТТЫҚ БАНКІ

Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің ЭКОНОМИКАЛЫҚ ШОЛУЫ

Баспагер: Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі

Басылымның редакциялық алқасы

Бас редактор: В. А. Тутушкин., ҚРҰБ Төрағасының орынбасары

Бас редактордың орынбасары: А. М. Баймағамбетов, ҚРҰБ Төрағасының орынбасары

С. Б. Ағамбаева, ҚРҰБ Зерттеулер және талдама орталығы – департаменті

К. Е. Жусанғалиева, ҚРҰБ Зерттеулер және талдама орталығы – департаменті

Шығарылымға жауапты: А. В. Есафьева, ҚРҰБ Зерттеулер және талдама орталығы –
департаменті

Мақала авторларының жеке көзқарасы мен пікірі Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің ресми ұстанымын білдірмейді және онымен сәйкес келмеуі мүмкін.

ISSN 2709-4227

Арнайы шығарылым Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің «Экономикалық саясатты интроспективті талдау: күтулерден шешімдерге дейін» атты VI ғылыми-практикалық конференциясына арналған.

Бұл шығарылымға 2026 жылғы 30 сәуірде Алматы қаласында өткен «Экономикалық саясатты интроспективті талдау: күтулерден шешімдерге дейін» атты VI ғылыми-практикалық конференцияда ұсынылған зерттеулердің нәтижелері енгізілген.

Конференцияға Қазақстан Ұлттық Банкінің қызметкерлері, экономика және қаржы саласындағы тәуелсіз сарапшылар, академиялық қоғамдастықтың, зерттеу орталықтарының, қаржы және халықаралық ұйымдардың, мемлекеттік институттардың өкілдері қатысты.

Конференцияның бағдарламасы мәселелердің өзектілігіне қарай жасалып, онда төрт сессия қамтылды.

Инфляциялық күтулерге арналған алғашқы сессияда инфляциялық процестердің сипаттамалық аспектілері, реттеушінің коммуникациялық саясаты және ақша-кредит саясатының сенімділігі мен болжамдылығын арттыру бағыттары қарастырылды.

Екінші сессия макроэкономикалық күтпеген өзгерістер мен мемлекеттік қаржының өзара ықпал етуіне арналды. Фискалдық саясаттың проциклділігін зерттеу нәтижелері, сондай-ақ фискалдық саясаттың макроэкономикалық орнықтылыққа әсерін бағалау қаралды.

Үшінші сессияда кредиттеу құрылымы, кредиттік цикл мен қаржылық тұрақтылық арасындағы өзара байланыстар талқыланды. Кредиттеу сипаттамаларының және олардың қаржылық тұрақтылыққа әсерінің өзекті зерттеулері ұсынылды, реттеушілердің кредиттік алшақтықты бағалау үшін пайдаланатын талдамалық құралдарының дәлдігін арттыру бағыттары ұсынылды.

Төртінші сессияда отандық капитал нарығының егеменді және корпоративтік деңгейлердегі тәуелділік факторлары зерделенді. Осы сессияда экономикадағы тәуекелдердің сипаты, егеменді және корпоративтік қаржы көрсеткіштерінің өзара байланысы қаралып, жалпы қаржы жүйесінің орнықтылығын нығайту жолдары талқыланды.

Конференция Ұлттық Банктің ашық ақша-кредит саясатын жүргізудің жалғасына айналып, қоғаммен, сарапшылармен, ғылыми қызметкерлермен және мемлекеттік органдармен әрі қарай жұмыс істеу мен диалог үшін іргетас негізі болды.

Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің ЭКОНОМИКАЛЫҚ ШОЛУЫ

№ 1, арнайы шығарылым, 2026

МАЗМҰНЫ

1 сессия. Инфляциялық күтулер және сезілетін инфляция: факторлар мен медиариторика	5
Тауарлар мен көрсетілетін қызметтердің негізгі тұтыну санаттарын сезілетін инфляцияны қалыптастыратын фактор ретінде айқындау	
<i>А. Акпанов.....</i>	<i>6</i>
Қазақстандағы инфляциялық күтулер: эмпирикалық талдау реакциялары және жаңалық риторикасының эмоциялық реңкі	
<i>Р. Бекишев, А. Шаяхметов, Е. Пак, Д. Талипов.....</i>	<i>7</i>
Халықтың Қазақстан Ұлттық Банкінің коммуникациясын қабылдауын бағалау: экономикалық нарративтер және twin-deficit	
<i>А. Жұмаділова, Ә. Дунгенин</i>	<i>23</i>
2 сессия. Макрошок жағдайындағы мемлекеттік қаржы	24
Макроэкономикалық күтпеген өзгерістер және мемлекеттік қаржы: Қазақстан үшін ықпал етудің жекелеген тетіктері мен салдары	
<i>А. Мейрманова, Б. Шамар, М. Рустем, А. Жүзбаев</i>	<i>25</i>
Проциклдік фискалдық саясаттың құрылымдық салдары: мемлекеттік борышты инфляциялық қаржыландыру	
<i>А. Мухтарұлы, Ж. Айгазин</i>	<i>43</i>
3 сессия. Несие циклдері және қаржы тұрақтылығы: аллокация және өлшеу	63
Кредиттік ресурстарды экономика секторлары бойынша бөлу және қаржылық тұрақтылық	
<i>К. Даниярова, А. Касымбекова, С. Орумбаева, Ж. Ыбраев.....</i>	<i>64</i>
Кредиттік алшақтықты бағалау: шектеулермен Ходрик-Прескотт фильтрі негізіндегі тәсіл	
<i>Т. Цукарев, К. Погосян, К. Лемба, Д. Гришин, А. Янушкевич</i>	<i>71</i>
4 сессия. Қазақстандық капитал: макро және микро көзқарас	74
Қазақстанның егеменді кредиттік тәуекелінің драйвері ретінде сыртқы және ішкі күтпеген өзгерістер: эмпирикалық SVAR CDS талдауы	
<i>А. Бринишинов.....</i>	<i>75</i>
Әкімшілік микродеректер негізінде Қазақстан компанияларының қаржылық жай-күйінің картасы	
<i>С. Хакімжанов, К. Темірғалиев</i>	<i>96</i>



1 сессия.

**Инфляциялық күтулер және сезілетін
инфляция: факторлар мен медиариторика**

Тауарлар мен көрсетілетін қызметтердің негізгі тұтыну санаттарын сезілетін инфляцияны қалыптастыратын фактор ретінде айқындау

А. Акпанов, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Ақша-кредит саясаты департаменті, Arman.Akpanov@nationalbank.kz

Инфляцияны күту халықтың экономикадағы іс-әрекетін қалыптастыруда елеулі рөл атқарады және ақша-кредит саясатының маңызды индикаторы саналады. Халықтың инфляцияны күтуі макроэкономикалық көрсеткіштер негізінде ғана емес, күнделікті өмірдегі бағалардың өзгеруін субъективті бақылау негізінде де қалыптасады. Бұл ретте, әсіресе «тауар-маркерлер» маңызды саналады, өйткені олар көп жағдайда инфляцияны сезінуді білдіреді және болашақтағы күтуде көрініс табады. Осы зерттеуде тұтыну қоржынының қандай санаттарын халық инфляцияның «маркерлері» ретінде қабылдайтынын және оны қабылдауына барынша әсер ететінін айқындауға талпыныс жасалды.

Зерттеу шеңберінде бірін-бірі толықтыратын бірнеше сандық тәсілдер қолданылды. Біріншіден, өлшеудің ресми схемасын ескере отырып, тұтыну қоржыны санаттарының түрлі комбинацияларын автоматты түрде іріктеу әдісі пайдаланылды. Бұл сезілетін инфляция серпінімен ең көп корреляцияға ие индекстерді бөліп көрсетуге мүмкіндік берді. Екіншіден, ElasticNet жүйеленген регрессиясы қолданылды, оған тұрғын үй нарығындағы баға серпінін көрсететін қосымша айнымалылар енгізілді.

Алынған нәтижелер азық-түлік тауарлары, жанар-жағармай материалдары, тұрғын үй-коммуналдық қызмет неғұрлым жиі айқындалатын санаттардың бірі болғанын растайды. Бұдан басқа, инфляцияны бағалауды қалыптастыру кезінде халық осы көрсеткіштердің тұтыну бағаларының индексіне (ТБИ) көрсетілмегеніне қарамастан, тұрғын үй бағасының өзгеруін де ескереді.

Қосымша, векторлық авторегрессия (VAR) моделін пайдалана отырып, тауар-маркерлер бойынша баға өзгерістеріне қабылданатын инфляцияның реакциясындағы асимметрия байқалды: бағалардың баяулауына қарағанда, олардың өсуінің жеделдеуі едәуір елеулі әсер етеді. Нәтижелер халықтың инфляциялық ұғымдарының құрылымын және оларды қалыптастыру тетіктерін тереңірек түсінуге мүмкіндік береді.

Негізгі сөздер: инфляцияны күту, қабылданатын инфляция, тауар-маркерлер.
JEL-жіктеу: E31, C82, C43.

<https://nationalbank.kz/file/download/115572>

<https://nationalbank.kz/file/download/115569>

<https://nationalbank.kz/file/download/115575>

Қазақстандағы инфляциялық күтулер: эмпирикалық талдау реакциялары және жаңалық риторикасының эмоциялық реңкі

Р. Бекишев, «AERC Beta» ЖШС, rustam.bekishev@aerc.org.kz

А. Шаяхметов, Гумелев атындағы ЕҰУ, «Қолданбалы экономиканы зерттеу орталығы» (Applied Economics Research Centre)» ЖШС Қолданбалы зерттеулер департаменті, shayakhmetov@aerc.org.kz

Е. Пак, Мәскеу қаласындағы ЖҰЖЭУ, «Қолданбалы экономиканы зерттеу орталығы» (Applied Economics Research Centre)» ЖШС, zhenyapak@aerc.org.kz

Д. Талипов, «AERC Beta» ЖШС, d.talipov@aerc.org.kz

Мақала Қазақстандағы инфляциялық күтулердің тұрақтануын бағалауға арналған. Жұмыста инфляциялық күтулердің макроэкономикалық күтпеген өзгерістерге реакциясын бағалауға негізделген тәсіл қолданылады. Эмпирикалық талдау 2016 жылғы қаңтар – 2025 жылғы желтоқсан аралығындағы нақты инфляция өзгерістеріне және теңгенің АҚШ долларына айырбастау бағамының динамикасына инфляциялық күтулердің жауабын бағалауға мүмкіндік беретін екі векторлы авторегрессиялық модельдер (VAR) негізінде орындалды. Нәтижелер инфляциялық күтулердің нақты инфляцияның күтпеген өзгерістеріне статистикалық тұрғыдан елеулі жауап бермейтінін көрсетеді, бұл күтулердің ресми баға динамикасымен әлсіз байланысын білдіреді. Сонымен бірге, күтулердің айырбастау бағамының өзгеруіне беретін қысқа мерзімді маңызды жауабы анықталды: теңгенің құнсыздануы инфляциялық күтулердің бір айлық кешігуімен өсуіне әкеледі. Бұл күтулердің қалыптасуындағы айқын валюталық арнаны және олардың қолданылған түсіндірмеде бекітілмегенін көрсетеді. Анықталған нәтижелерді түсіндіру үшін қосымша Қазақстанның экономикалық орыс тілді БАҚ-тарының 2009 жылдың қаңтары – 2025 жылдың желтоқсаны аралығындағы 101,19 мың экономикалық жарияланамына негізделген жаңалық риторикасына талдау жүргізілді. Тақырыптық модельдеу және сентимент-талдау Қазақстандағы экономикалық медиа-күн тәртібі жүйелі түрде валюталық тақырыпқа қарай ауысқанын, ал инфляция айтарлықтай сирек жарияланатынын көрсетті. Алынған нәтижелер елдегі ақпараттық аяның валютацентрлік күтулердің сипатын қайта жаңғыртып, құрылымдық тұрғыдан күшейтетінін көрсетеді. Бұл орталық банктің коммуникациялық саясатының нақты инфляция туралы ақпаратты көпшілікке жеткізу және айырбастау бағамының, инфляцияның динамикасы мен ақша-кредит саясаты шараларының өзара байланысын түсіндіруге бағытталған маңыздылығын көрсетеді.

Негізгі сөздер: инфляциялық күтулер, инфляция, коммуникациялық саясат, экономикалық жаңалықтар, медиариторика, эмоциялық реңкі.

JEL-жіктеу: E31, E52, E58.

1. Әдебиетке шолу: инфляциялық күтулердің тұрақтануын бағалау тәсілдері

Инфляциялық таргеттеу режимі шеңберінде тұрақты төмен инфляцияға қол жеткізудің түйінді шарттарының бірі тұрақтанған инфляциялық күтулерді қалыптастыру болып табылады. Қазіргі заманғы экономикалық әдебиетте инфляциялық күтулер теориялық модельдерде де, эмпирикалық зерттеулерде де бағаның нақты динамикасына елеулі әсер ететіні расталды (Coibion, et.al, 2019; Kumar et. al, 2015; Armantier et al., 2015).

Орталық банктердің коммуникациясында «тұрақтанған инфляциялық күтулер» термині кеңінен қолданылғанымен, ғылыми әдебиетте бірыңғай жалпыға ортақ анықтама жоқ. Қолданыстағы тәсілдер шартты түрде үш топқа бөлінеді.

Бұдан басқа, ол күтулердің макроэкономикалық күтпеген өзгерістерге әрекет реакциясын аз дәрежеде талдауға мүмкіндік береді (Miyajima and Yetman, 2018), Бірінші («қатаң») тәсіл күтулерді орталық банктің инфляцияның мақсатты деңгейімен сәйкес келген жағдайда тұрақтанған деп қарастырады (Demertzis, Marcellino and Vieg, 2012; Kumar et al., 2015). Алайда, бұл тәсіл дамып келе жатқан экономикаларға институционалдық және құрылымдық факторларға байланысты инфляциялық күтулер мақсатты бағдардан тұрақты түрде асып түсетін жағдайларда шектеулі қолданылады (Gust, Herbst, and Lopez-Salido, 2024). Сонымен қатар, ол күтулердің макроэкономикалық күтпеген өзгерістерге әрекет реакциясын талдауға аз мүмкіндік береді (Miyajima and Yetman, 2018), өйткені іс жүзінде ол күтулерді қалыптастыру тетіктерін ашпастан, мақсаттан ауытқу дәрежесін ғана тұрақтандырады.

Екінші, неғұрлым икемді тәсіл, тұрақтандыруды ұзақ мерзімді инфляциялық күтулердің (5–10 жыл алға) қысқа мерзімді тұрақтандырудың (бір жылға дейінгі аралықта) ауытқуларына реакция жасамауы ретінде түсіндіреді (Buono and Formai, 2018; Moessner and Takats, 2020). Осы тәсіл аясында күтулер қысқа мерзімді күтулер өзгерген кезде ұзақ мерзімді инфляция бағалары тұрақты болса, тұрақтанған деп саналады.

Үшінші тәсіл инфляциялық күтулердің нақты инфляцияның және басқа да макроэкономикалық айнымалылардың күтпеген өзгерістеріне реакциясын талдауға негізделген. Осы тәсіл шеңберінде, мейлі ол нақты инфляцияның немесе басқа макроэкономикалық көрсеткіштердің күтпеген өзгерістері болсын, макроэкономикалық күтпеген өзгерістерге әсер етпейтін күтулер тұрақтанған болып саналады. Осындай әдіснама, мысалы, нақты инфляция мен әлемдік мұнай бағасының күтпеген өзгерістеріне 12 айлық инфляциялық күтулердің реакциясы зерттелетін Davis (2014) жұмысында ұсынылған.

Қазақстанда инфляциялық күтулердің тұрақтануын талдаудың екінші тәсілін қолдану бірқатар шектеулермен байланысты. Біріншіден, Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі 5 жылдық аралықтағы инфляциялық күтулер бойынша деректерді тек 2025 жылдың басынан бастап жариялайды, бұл тұрақты эконометриялық бағалау үшін жеткілікті ұзын уақыт қатарын қалыптастырмайды. Екіншіден, дамушы экономикалар жағдайында үй шаруашылықтары мен фирмалардың жоспарлау ауқымының қысқа болуына байланысты ұзақ мерзімді күтулер жоғары құбылмалылықпен және шектеулі ақпараттық мазмұнмен сипатталуы мүмкін (De Pooter et al., 2014). Осы шектеулерді ескере отырып, Қазақстандағы инфляциялық күтулердің тұрақтануын талдау үшін нақты инфляция және басқа да байқалатын макроэкономикалық айнымалылардың күтпеген өзгерістерге жауап ретінде алдағы 12 айға күтулердің реакциясын бағалауға негізделген тәсілді қолдану орынды болып көрінеді.

Инфляциялық күтулердің тұрақтануын бағалау Қазақстанда бұған дейін де жүргізілгенін айта кету керек (Құлқаева, Сейдахметов, 2023). Көрсетілген жұмыс қысқа мерзімді (1 ай бұрын) және орта мерзімді (12 ай бұрын) инфляциялық күтулердің, сондай-ақ инфляциялық күтулер мен нақты инфляцияның өзара байланысын талдауға үлес қосады. Авторлар уақыттағы тиісті коэффициенттердің өзгеруін бағалау үшін сырғымалы регрессия әдісін қолданады және 2021 жылға дейін нақты инфляцияның инфляциялық күтулерге әсер ету коэффициенті статистикалық тұрғыдан елеусіз екенін, ал 2021 жылдан кейін оның шамасы бір бірліктен асатынын көрсетеді, бұл күтулердің тұрақтанбаған белгісі ретінде түсіндіріледі.

Сонымен бірге сырғымалы регрессия әдісі уақыттағы коэффициенттердің эволюциясын бағалауға мүмкіндік береді, бірақ инфляциялық күтулердің күтпеген өзгерістерге серпінді реакциясын көрсетпейді. Осыған байланысты, халықаралық тәжірибеде инфляциялық күтулердің тұрақтануын талдау үшін импульстік серпілістерді (жауаптарды) бағалайтын VAR үлгілері кеңінен қолданылады, бұл бірыңғай жүйе

шеңберіндегі айнымалылардың өзара динамикасын ескеруге мүмкіндік береді. (Goel and Tsatsaronis, 2022; Nautz, Strohsal and Netsunajev, 2019).

Бұл зерттеу алдыңғы жұмыстардың әдіснамалық шектеулерін ескере отырып, инфляциялық күтулердің қалыптасуына әсер ететін қосымша әлеуетті фактор ретінде теңге бағамының АҚШ долларына номиналды айырбастау бағамының динамикасын қосу арқылы талдауды кеңейтеді. Құлқаева мен Сейдахметовтың (2023) жұмысында сондай-ақ айырбастау бағамының инфляциялық күтулерге әсері қаралатынын, алайда номиналды тиімді айырбастау бағамының (NEER) көрсеткіші пайдаланылатынын атап өткен жөн. Ал теңгенің АҚШ долларына қатысты екіжақты бағамы халық үшін NEER-ге қарағанда бақылауға және ақпараттық тұрғыдан қолжетімді болуға оңай индикатор болып табылады. Бұл тұжырым ағымдағы зерттеу аясында жүргізілген медиаағынды талдау нәтижелерімен расталады: 2009 жылғы қаңтар – 2025 жылғы желтоқсан аралығындағы Қазақстанның 18 жаңалық дереккөзінен алынған 101,19 мың бірегей экономикалық жаңалық жариялануының үлгісінде теңге бағамының АҚШ долларына қатысты динамикасы ең жиі айтылған валюталық тақырып болды, ал NEER-ге қатысты БАҚ-тағы ақпараттар сирек кездеседі.¹

Осыған байланысты бұл жұмыста 12 ай аралығындағы инфляциялық күтулердің нақты жылдық инфляцияның күтпеген өзгерісіне, сондай-ақ Goel and Tsatsaronis (2022), Nautz, Strohsal and Netsunajev жұмыстарында ұсынылған әдіснамалық тәсілдерге сәйкес теңгенің АҚШ долларына қатысты номиналды айырбастау бағамының өзгеруіне (өсу қарқынына) жеке реакциясы бағаланады (2019).

2. Әдіснама мен деректер

Инфляциялық күтулер мен нақты инфляция арасындағы, сондай-ақ инфляциялық күтулер мен айырбастау бағамы арасындағы серпінді өзара байланысты бағалау үшін жұмыста екі стандартты векторлық авторегрессиялық модельдер (VAR) пайдаланылады. VAR-тәсілін қолдану бірыңғай жүйе шеңберінде айнымалылардың бірлескен динамикасын талдауға және импульстік жауап беру функцияларын құру арқылы олардың күтпеген өзгеріске реакциясын бағалауға мүмкіндік береді. Модельдердегі уақыт аралығының оңтайлы ұзындығы Акаике (AIC) мен Шварцтың (BIC) ақпараттық өлшемшарттары негізінде анықталады, бұл үлгіні келтіру сапасы мен оның параметрлерін белгілеу дәрежесі арасындағы теңгерімді қамтамасыз етеді. 1-кестеде екі үлгіні құру үшін пайдаланылатын деректер берілген.

1-кесте

Айнымалылардың сипаттамасы және деректер көздері

Атауы	Модельдеу белгілеу	Өлшем бірлігі	Дереккөзі	Түсіндірме
Инфляция	Inflation_yoy	алды. жыл айына сәйкес ай, %-бен	ҚР СЖРА ҰСБ	Жылдық инфляция (ТБИ, % ж/ж - 100-ден ауытқу)
Теңгенің АҚШ долларына қатысты айырбастау бағамының өсу қарқыны	USD_KZT_t	өткен айға қатысты ай, %-бен	ҚР ҰБ	USD/KZT айырбастау бағамының өсу қарқыны
12 айға ерте инфляциялық күтулер	Inflation_exp_12	%	ҚР ҰБ	Инфляциялық күтулерді 12 ай бұрын орташа бағалау

¹ Жалпы жиналған жаңалықтар базасы көрсетілген кезеңде 337 мың бірегей жаңалықты құрайды. Оның ішінде нақты экономикалық тақырыпта – 96,8 мың жаңалық.

Зерттеуде қамтылған уақыт кезеңі – 2016 жылғы қаңтар - 2025 жылғы желтоқсан аралығы. Нақты инфляция ARIMA-SEATS X-13 стандартты рәсімін пайдалана отырып, маусымдық компоненттен алдын ала тазартылады. Маусымдық түзету динамикалық өзара байланыстарды бағалауды бұрмалауға қабілетті тұрақты маусымдық әсерді болдырмау үшін қажет. Сонымен қатар айырбастау бағамының өзгеру қарқыны маусымдық түзетуге ұшырамағанын байқаймыз. Бұл қаржы нарықтарының тиімділігі гипотезасына (Fama, 1991) негізделген, оған сәйкес валютаның және басқа да қаржы активтерінің бағалары барлық қолжетімді ақпаратты көрсетеді. Егер валюталық айырбастау бағамының динамикасында тұрақты маусымдық паттерндер болса, олар арбитраж бен алыпсатарлық операциялардың нысанасына айналар еді, бұл олардың тез жоғалуына әкелер еді. Осылайша, айырбастау бағамын маусымдық тазартудың болмауы әдіснамалық тұрғыдан ақталған және биржалық тауарлар мен қаржы құралдарының бағаларының маусымдылығын зерттеуде қолданылатын тәсілге сәйкес келеді (мысалы, Gorton, 2006 («сақтау теориясы»²) қараңыз). Қазақстанда инфляциялық күтулер бойынша бірқатар деректерде 2022 жылғы қаңтардағы байқау жоқ. Уақыт қатарының үздіксіздігін сақтау үшін осы кезеңдегі мән 2021 жылғы желтоқсан - 2022 жылғы ақпанның орташа арифметикалық көрсеткіштері ретінде алынды.

Уақыт қатарларымен жұмыс істеу кезіндегі негізгі талаптардың бірі олардың тұрақтылығы болып табылады. Осыған байланысты маусымдық түзету жүргізілгеннен кейін (қажет болған жерде) тиісті айнымалылар Дики-Фуллердің кеңейтілген тестін (ADF) пайдалана отырып, жалғыз негізі болуына тексерілді. Инфляцияның, айырбастау бағамының және инфляциялық күтулердің талданатын қатарында 2022 жылғы бірінші тоқсанда Қазақстандағы қаңтар оқиғаларына және геосаяси тұрақсыздыққа байланысты айқын күтпеген өзгерістердің эпизодтары байқалады. Сондықтан көрсетілген құрылымдық алшақтықтарды есепке алу үшін стандартты түрде екі VAR-модельге де экзогенді айнымалы ретінде тиісті кезеңдерді көрсететін жалған (dummy) айнымалы³ енгізілді.

VAR-модельдің оңтайлы уақыт аралығының құрылымын анықтағаннан және параметрлерін бағалағаннан кейін нақты инфляцияның күтпеген өзгерістеріне және теңгенің АҚШ долларына қатысты айырбастау бағамының өзгеруіне инфляциялық күтулердің реакциясын бағалауға мүмкіндік беретін импульстік жауап қату функциялары құрылады.

3. Нәтижелер мен интерпретация

Төменде импульстік жауап қату функциясы түрінде VAR-модельдерін бағалау нәтижелері берілген.

Бірінші модель шеңберінде инфляциялық күтулердің (12 ай бұрын) нақты инфляцияның күтпеген өзгерістеріне реакциясы талданады. Акаике мен Шварцтың ақпараттық өлшемшарттары бойынша анықталған уақыт аралығының оңтайлы ұзындығы екі кезеңнен тұрады. Алынған бағалау импульстік жауап қату функциясының сенімді аралықтары барлық қаралатын уақыт аралығында нөлдік осьті қиып өтетінін көрсетеді (1-сурет). Бұл нақты инфляцияның өзгеруіне инфляциялық күтулердің статистикалық маңызды реакциясының болмайтынын білдіреді. Басқаша айтқанда, ағымдағы инфляцияның ауытқуы халықтың бағаның болашақ динамикасына қатысты күтулерін қайта қарауына алып келмейді. Бұл нәтиже Құлқаева мен Сейдахметовтің (2023) жұмысының қорытындыларымен үйлесімді, онда 2021 жылдың соңына дейін нақты инфляцияның

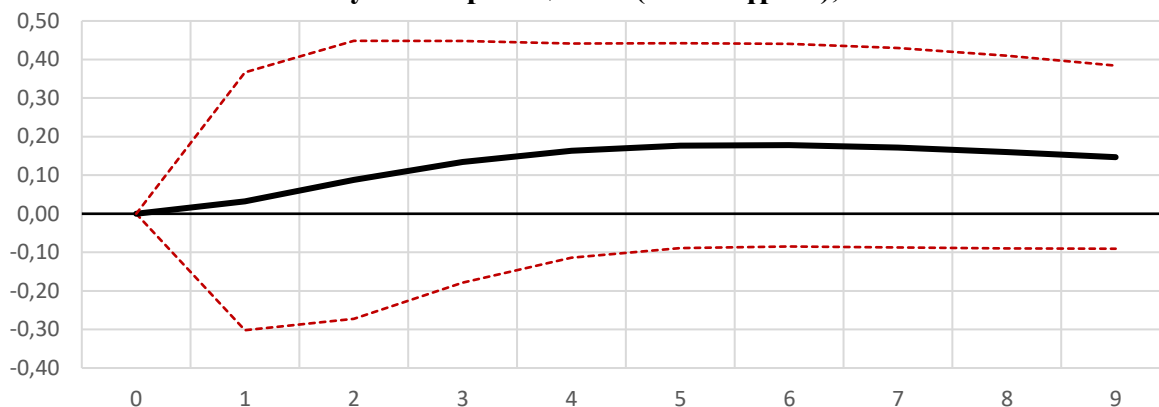
² Сақтау теориясы споттың болжамды маусымдылығы фьючерстік бағаларға енгізілетінін негізге алады. Егер бағалар деңгейінде тұрақты маусымдық сыйлықақы қалатын болса, оны арбитраждау еді.

³ VAR модельдерінде жалған айнымалыларды пайдалану тәсілі толығымен - Garavaglia S, Sharma A. A smart guide to dummy variables: four applications and a macro [Internet]. Los Angeles (CA): Statistical Consulting Group, UCLA жұмысында.

инфляциялық күтулерге әсер етуінің статистикалық тұрғыдан елеусіз коэффициенттері алынған⁴.

1-сурет

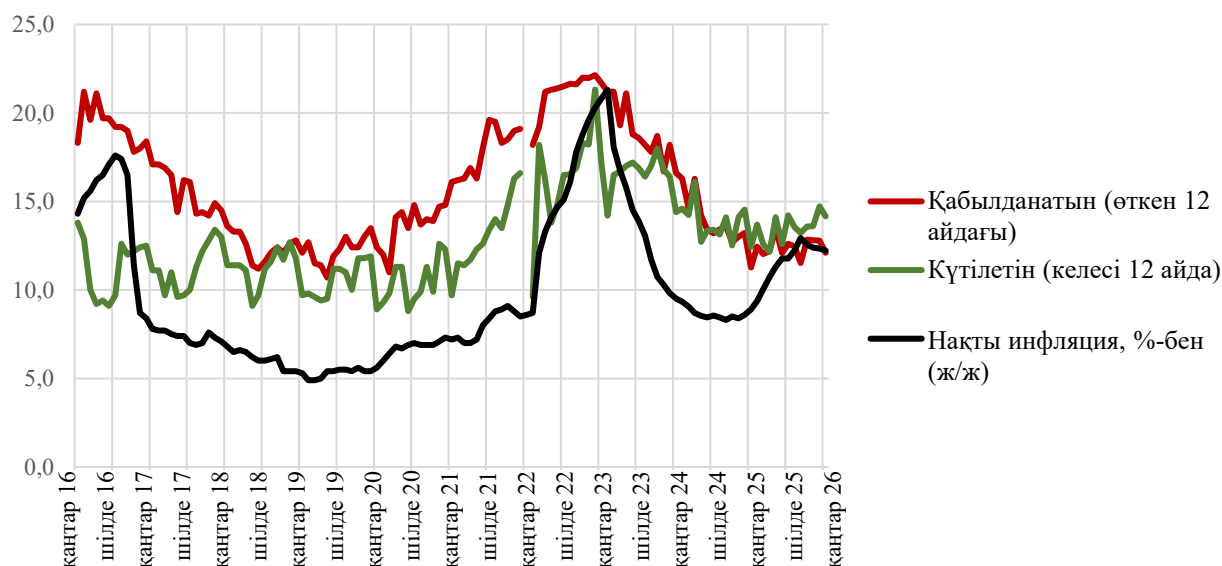
Нақты инфляцияның күтпеген өзгерісіне жауап ретінде инфляциялық күтулердің импульстік реакциясы (12 ай бұрын), п.т.



Нақты инфляцияның күтпеген өзгерісіне инфляциялық күтулердің статистикалық маңызды реакциясының формальды түрде болмауы олардың тұрақтануы белгісі ретінде түсіндірілуі мүмкін. Алайда мұндай түсіндірме халықтың инфляцияны қабылдау ерекшеліктерін ескермей, үстірт немесе толық емес болып көрінеді. Мәселен, 2016-2025 жылдардағы деректерді талдау ресми өлшенетін инфляция мен халық қабылдайтын баға деңгейі арасындағы тұрақты алшақтықты анықтайды: ҚР Ұлттық Банкі жариялайтын пікіртерім деректері бойынша ағымдағы инфляцияны субъективті бағалау орташа алғанда ресми көрсеткіштен 3-6 п.т. асады (2-сурет)

2-сурет

Күтілетін және қабылданатын инфляцияны медиандық бағалау және нақты инфляция (өткен жылдың тиісті айына қатысты ай), %



Дереккөзі: ҚР ҰБ, БНС АСПР РК

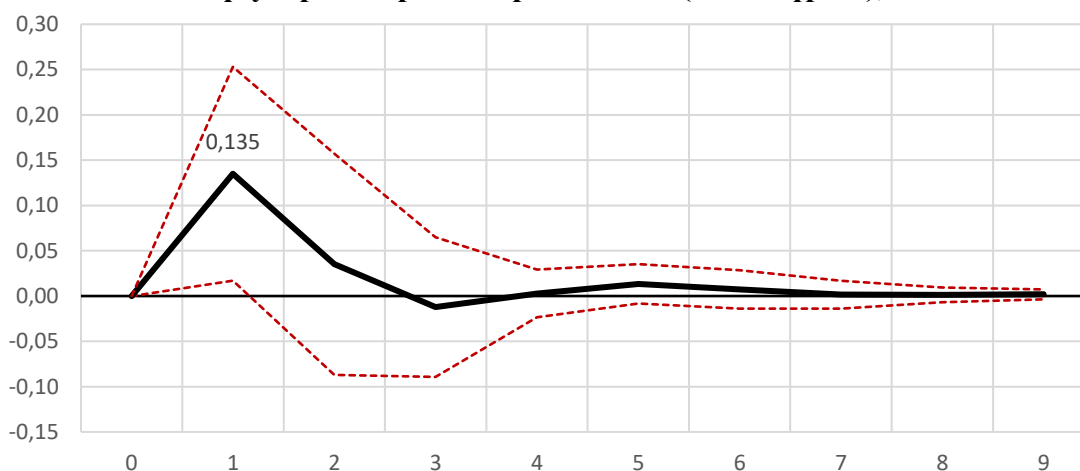
⁴ 2021-2022 жылдары көрсетілген жұмыста статистикалық маңызды бағалардың пайда болуы нақты инфляцияның күрт жеделдеуіне байланысты болуы мүмкін, соның салдарынан оның динамикасы инфляциялық күтулердің деңгейіне жақындады (өткен жылдары инфляциялық күтулер әлсіз корреляцияны көрсете отырып, бағалардың нақты өсуінен тұрақты түрде асып түсті).

Инфляциялық күтулерді бағалау кезінде көрсетілген алшақтықтың болуын елемеуге болмайды, өйткені жоғары қабылданатын инфляцияның өзі инфляциялық күтулер үшін жоғары ауысқан базаны жүйелі түрде қалыптастыруы мүмкін. Мұндай жағдайларда ресми инфляцияға статистикалық маңызды реакцияның болмауы күтулердің тұрақтанғанын емес, халық өзінің бағалауын қалыптастыру кезінде пайдаланатын ақпараттық бағдарлардағы айырмашылықты білдіруі мүмкін. Басқаша айтқанда, үй шаруашылықтары инфляциялық күтулерін қалыптастыру кезінде баға динамикасының ресми статистикалық көрсеткіштеріне емес, әрекет ету тәртібінің рөлін атқаратын балама сигналдарға сүйенуі мүмкін. Мысалы, ЕО бойынша эмпирикалық зерттеулер үй шаруашылықтарының күтулері айтарлықтай дәрежеде инфляциялық статистиканың ресми жарияланымдарына емес (D'Acunto, et.al. 2024), субъективті факторлардың (баға өзгеруіндегі жеке тәжірибесінің және медиа ақпаратының) әсерінен қалыптасатынын растады.

Қазақстанда инфляциялық күтулердің тұрақталуының болмауын қолдайтын қосымша дәлелдер теңгенің АҚШ долларына номиналды айырбастау бағамының өзгеруіне олардың реакциясы бағаланатын екінші VAR-модельдің нәтижелерін береді (3-сурет). Акаике өлшемшарты бойынша лагтың оңтайлы ұзақтығы – екі кезеңді, Шварц өлшемшарты бойынша бір кезеңді құрайды. Базалық ерекшелікте екінші реттегі лаг пайдаланылады. Бұл ретте нәтижелер лаг құрылымының өзгеруіне орнықты болады: бірінші реттегі лагты пайдаланған кезде айырбастау бағамының өсу қарқынына инфляциялық күтулердің статистикалық маңызды жауап беруі де күтпеген өзгерістен кейінгі бірінші айда тіркеледі.

3-сурет

Айырбастау бағамының күтпеген өзгерістеріне жауап ретінде инфляциялық күтулердің серпіндік реакциясы (12 ай бұрын), п.т.



Бағалаулар статистикалық тұрғыдан маңызды серпінді реакцияны көрсетеді: теңгенің АҚШ долларына қатысты 1%-ға құнсыздануы бір айлық лаппен инфляциялық күтулердің шамамен 0,13 пайыздық тармаққа ұлғаюына алып келеді. Кейінгі кезеңдерде реакция статистикалық тұрғыдан елеусіз болады, бұл валютаның күтпеген өзгерістері әсерінің қысқа мерзімді сипатын көрсетеді.

Осы нәтижелер инфляциялық күтулер қалыптасуының айқын бағамдық арнасының бар екенін көрсетеді: айырбастау бағамының өзгерістері үй шаруашылықтарының бағалардың болашақ динамикасы туралы түсініктеріне жылдам ықпал етеді. Осылайша, Қазақстандағы инфляциялық күтулер нақты инфляцияға статистикалық маңызды реакция бір мезгілде болмаған кезде валюталық ауытқуларға тәуелділігін көрсетеді.

Жиынтығында алынған нәтижелер екі тұжырымды тұжырымдауға мүмкіндік береді:

1. Инфляциялық күтулер айырбастау бағамының қысқа мерзімді күтпеген өзгерістеріне статистикалық тұрғыдан маңызды тәуелділікті көрсетеді. Осы зерттеуде таңдалған макроэкономикалық күтпеген өзгерістерге күтулер реакциясының болмауы ретінде тұрақталуды айқындау шеңберінде осы нәтиже Қазақстанда инфляциялық күтулердің тұрақталмағанын көрсетеді.

2. Инфляциялық күтулердің ресми инфляцияға реакциясының болмауы күтулердің жарияланатын ресми статистикалық көрсеткіштермен әлсіз байланысын көрсетеді және Қазақстанда инфляциялық күтулердің қалыптасуы кезінде халықтың баламалы ақпараттық сигналдарға (2-модель көрсеткендей), ең алдымен, айырбастау бағамының динамикасына қарайтынын растайды.

Практикалық тұрғыдан алғанда, алынған нәтижелер орталық банктің коммуникациялық саясатының маңыздылығын көрсетеді. Шағын ашық шикізат экономикасы жағдайында коммуникация үй шаруашылықтары үшін маңызды ақпараттық бағдар ретінде айырбастау бағамының рөлін ескеруі және соның салдарынан валюта бағамының динамикасы, инфляция мен ақша-кредит саясатының шаралары арасындағы өзара байланыстың түсіндірмесін қамтуы тиіс.

4. Қазақстандағы жаңалықтар риторикасы және инфляциялық күтулер

Айырбастау бағамының динамикасына инфляциялық күтулердің анықталған тәуелділігі валютаның ауытқулары халықтың күтулеріне берілетін тұрақты ақпараттық арналардың болуын болжайды. Осындай арналардың бірі медиа орта болуы мүмкін. Соңғы жылдары эмпирикалық зерттеулердің едәуір саны инфляциялық күтулердің қалыптасуындағы медиа ортаның рөліне арналды (Conrad, Enders, Glas, 2022; Fiore et al., 2024). Бұдан әрі инфляция мен теңгенің АҚШ долларына қатысты айырбастау бағамы тақырыптарының салыстырмалы түрде жиі айтылуын бағалау мақсатында Қазақстандағы жаңалықтар риторикасына талдау жүргізіледі.

Қазақстандық БАҚ-тың экономикалық жаңалықтарының базасын жинау. Іскерлік, қаржылық және макроэкономикалық күн тәртібін жариялауға бағытталған бейінді ақпараттық порталдардан деректерді автоматтандырылған түрде жинау (web-scraping) арқылы экономикалық жаңалықтар топтамасы қалыптастырылды. Талдауда пайдаланылатын қазақстандық жаңалықтар порталдарының толық тізімі 1-қосымшада келтірілген. Іріктемеге «Бизнес», «Қаржы», «Экономика» айдарларының және өзге де релевантты бөлімдердің жарияланымдары енгізілді, бұл экономикалық процестердің динамикасын, қаржы нарықтарының жай-күйі мен мемлекеттік экономикалық саясатты көрсететін материалдарға назар аударуға мүмкіндік берді.

Деректерді жинау рәсімін техникалық іске асыру желілік сессияларды басқару және веб-ресурстарға HTTP-сұрауларды жіберу тетіктерін пайдалануға негізделді. Жарияланымдардың мазмұндық элементтерін алу үшін беттердің HTML белгілеулерін синтаксистік талдау қолданылды. Нысаналы құрылымдық элементтер (тақырып, жарияланған күні, аңдатпа, негізгі мәтін) құжаттың DOM-құрылымын өңдеу арқылы бөліп көрсетілді. Деректерді қорытынды біріктіру және құрылымдау кесте түрінде өңдеу құралдарын пайдалана отырып жүзеге асырылды, бұл кейінгі статистикалық және эконометрикалық талдау үшін жарамды форматтарда базаның сақталуын қамтамасыз етті.

Жинау рәсімі берілген тақырып санаттары шеңберінде листинг парақтарына жүйелі түрде өтуді қамтыды. Бірінші кезеңде жаңалықтар карточкаларының метадеректері, соның ішінде URL-мекенжайы, тақырыбы және алдын ала уақыт белгісі алынды. Бұл деректер жан-жақты талдануға тиіс сілтемелердің аралық тізімін қалыптастырды. Бұдан әрі толық мәтіндік мазмұнды алу және орналастыру күнін нақтылау үшін әрбір жарияланымға өту орындалды.

База берілген уақыт аралығы $[T_{start}, T_{end}]$, шегінде қалыптастырылды, онда бастапқы күн алдын ала белгіленді, ал соңғы күн бағдарлама іске қосылған кезде автоматты түрде айқындалды. Барлық уақыт белгілері бірыңғай жергілікті уақыт аймағына келтірілді, бұл хронологиялық реттеу дұрыстығын және бақылаудың салыстырмалылығын қамтамасыз етті. Уақытты сәйкестендіру дәлдігін арттыру үшін күнді екі деңгейлі тексеру: листингті өңдеу кезеңіндегі алдын ала реттеу және тікелей мақаланың бетінен дәл уақыт белгісін алған соң бұдан кейінгі верификация қолданылды.

Релевантты сілтеме бойынша өткеннен кейін негізгі жолдарды: URL мекенжайын, жарияланған күнін, тақырыбын, қысқаша сипаттамасын (бар болса) және негізгі мәтінді бөліп ала отырып, парсинг жүргізілді. Деректерді дайындаудың маңызды кезеңі – жарнамалық топтамаларды, навигациялық панельдерді, скрипттерді, мультимедиялық ендірмелер мен әлеуметтік плагиндерді қоса алғанда, мәтіндік контентті релевантты емес элементтерден тазарту. Мәтінді қалыпқа келтіру HTML құрылымының тиісті тораптарын алып тастау және символдық тізбектерді кейіннен түзету, оның ішінде артық бос орындар мен жолдардың қате тасымалдануын жою арқылы жүргізілді. Бұл мәтіндік массивті стандарттауды қамтамасыз етіп, талдау кезінде шу деңгейін төмендетті. Жарияланымдардың қайталануын болдырмау үшін URL мекенжайларының бірегейлігін тексеру тетігі қолданылды. Жаңа жазбаны қосу алдында сақталған бақылаулармен салыстырылды, бұл ұқсас материалдарды қайта өңдеуді болдырмауға мүмкіндік берді.

Тақырыптық модельдеу. Зерттеудің осы кезеңінде жаңалықтар мәтіндері корпусының тақырыптық құрылымы семантикалық кеңістікте трансформерлік тілдік көрініс пен тығыздықты кластерлеу қамтылатын тематикалық модельдеудің заманауи тәсілі – BERTopic моделі пайдаланыла отырып айқындалды. Құжаттың сөздерді бөлу қосындысы ретінде көрінуі болжанатын классикалық ықтималдық модельдерінен (мысалы, LDA) айырмашылығы – BERTopic құжаттардың семантикалық жақындығы терең нейрондық желілерді пайдалану арқылы алынған олардың контекстік векторлық көріністері негізінде анықталуы мүмкін деген алғышарттан туындайды.

Алғашқы кезеңде әрбір құжат Sentence-BERT тобының алдын ала оқытылған трансформерлік моделі пайдаланыла отырып, тіркелген өлшемдегі тығыз векторға айналдырылды. Модельдердің осы сыныбы сөздің жиілігі ғана емес, оның нақты ортадағы мәні ескерілетін контекстік-тәуелді эмбедингтер алуға мүмкіндік береді. Әрбір d_i құжат үшін формалды түрде көрсету есептелді:

$$e_i = f_{\theta}(d_i), e_i \in \mathcal{R}^k \quad (1)$$

мұнда f_{θ} – трансформерлік модель, ал k – жасырын кеңістік өлшемділігі.

Эмбедингтерді пайдалану мәтіндердің лексикалық құрамы әртүрлі болған жағдайда да олардың семантикалық жақындығын дұрыс есепке алуды қамтамасыз етті, бұл жаңалықтардың негізгі мәтінін талдау үшін өте маңызды, онда бір экономикалық мәселе әртүрлі тілдік құралдармен сипатталуы мүмкін.

Алынған эмбедингтердің өлшемділігі жоғары болғандықтан, келесі кезеңде UMAP (Uniform Manifold Approximation and Projection) әдісімен сызықтық емес өлшемділікті азайту қолданылды. Алгоритмде деректердің функция ішіндегі құрылымы сақталады және шағын кеңістікте ықшам кластерлер құруға мүмкіндік беріледі, бұл кейінгі кластерлеу тұрақтылығын арттырады. UMAP параметрлері құжаттардың бір-біріне семантикалық жағынан ұқсамайтын топтарының айырмашылығын сақтай отырып, тақырыптардың бөлінуін барынша азайту мақсатында эмпирикалық түрде таңдап алынды.

Құжаттарды кластерлеу HDBSCAN алгоритмі – алдын ала кластерлер санын белгілеуді қажет етпейтін иерархиялық тығыздық әдісі арқылы жүзеге асырылды. Белгіленген топтар санына бөлуге негізделген әдістермен салыстырғанда HDBSCAN орнықты тақырыптық кластерлер санын автоматты түрде анықтайды және шу

мониторингін бөліп көрсетуге мүмкіндік береді. Әрбір анықталған кластер жеке тақырып ретінде түсіндірілді, ал тығыз кластерге кірмеген құжаттар тақырыбы анықталмаған құжаттар ретінде қарастырылды.

Алынған кластерлерді түсіндіру үшін TF-IDF модификациясы – class-based TF-IDF (c-TF-IDF) қолданылды. Бұл тәсілде әрбір кластер біріктірілген құжат ретінде қарастырылады, бұл бүкіл жинаққа қатысты тиісті тақырыптың сипатын толық ашатын сөздерді анықтауға мүмкіндік береді. Бұл жеке құжаттар деңгейінде қолданылатын классикалық TF-IDF-пен салыстырғанда тақырыптың нақты түсіндірмесін қамтамасыз етеді.

Тақырыпты модельдеуге zero-shot тәсілі қосымша қолданылды. Оның қолданылуы алгоритмді іске қоспас бұрын базада бар экономикалық тақырыптардың ықтимал жиынтығы туралы априорлық сипаттамасының болуына негізделген. Бұл түсінік деректерді алдын ала талдау және ағымдағы зерттеу авторларының сала бойынша сараптамалық бағалауы негізінде қалыптасты. Осылайша, бастапқы тақырыптық бағыттар тізбесі негізгі мәтіннің статистикалық сипаттамаларын және экономикалық күн тәртібінің мазмұндық құрылымын көрсетті.

Zero-shot тәсілі шеңберінде алдын ала белгіленген тақырыптардың мәтіндік сипаттамалары да эмбеддингтерге түрлендірілді, содан кейін әрбір құжат үшін оның векторлық көрінісі мен сәйкес тақырыптың векторы арасындағы косинустық ұқсастық есептелді. Құжат ұқсастық параметрлерінің алдын ала белгіленген шегінен асқан кезде тақырыпқа жатқызылды. Бұл тетік автоматты түрде анықталған кластерлерді алдын ала белгіленген экономиканың санаттарымен салыстыруға және тақырып құрылымның мазмұнын тексеруді қамтамасыз етуге мүмкіндік берді. Толық бақыланбайтын кластерлеуге қарағанда zero-shot модельдеу алгоритмдік процеске сараптамалық білімді интеграциялауға мүмкіндік береді.

Алынған тақырып құрылымының сапасы ішкі метрикаларды (тақырыптардың когеренттілігі, кластер ішіндегі семантикалық жақындық) пайдаланумен қатар белгіленген үлгі бойынша сырттан тексеру арқылы бағаланды. Алынған нәтиже тақырыптардың айқындылығын және орнықтылығын, сондай-ақ олардың экономика саласына сәйкестігін көрсетті.

Жаңалықтардың эмоциялық реңкін анықтау. Жаңалықтардың негізгі мәтінінің тақырыптық құрылымы қалыптастырылғаннан кейін зерттеудің келесі кезеңінде жаңалық материалдарының эмоциялық реңкін жеке жарияланымдар мен біріктірілген тақырыптық кластерлер деңгейінде бағалауға өтті. Осы еңбекте аталған міндетті шешу үшін стандартталған промпттарды пайдалана отырып, instruction-based zero-shot жіктеуі режимінде қолданылған ірі тілдік модель – Gemini қолданылды. Сөздіктер қолданатын дәстүрлі әдістерден немесе алдын ала қайта оқытылған сентимент-талдау модельдерімен салыстырғанда бұл тәсілде экономикалық мәтіндердің күрделі мәтіндік құрылымын, оның ішінде болжамдық тұжырымдарды, статистикалық деректердің түсіндірмесін, реттеушілердің пікірлерін және макроэкономикалық болжамдарды ескеруге мүмкіндік беріледі.

Тапсырманың формуласы d_i құжатының эмоциялық реңкі бойынша көптеген дискреттік сыныптарын $S(d_i) \in \{-1, 0, 1\}$ бейнелеу ретінде берілді, мұнда (-1) мәні құжаттың жағымсыз эмоциялық реңкіне, 0 – бейтарап эмоциялық реңкіне, ал 1 – жағымды эмоциялық реңкіне сәйкес келді. Бұл ретте құжаттың эмоциялық реңкі оның тек лингвистикалық тұрғыдан эмоциялық сипаты ретінде емес, жаңалықтардың әлеуетті экономикалық әсерін бағалау деп түсіндірілді. Атап айтқанда, жаңалық мазмұнының инфляциялық күтулерге, іскерлік белсенділікке және макроэкономикалық жағдайды қабылдауға әсер ету ықтималдығы бағаланды.

Жіктеу біріздендірілген промпт негізінде жасалды, оған тапсырманың сипаты, әр сыныпқа жатқызу өлшемшарттары және жауапты қатаң формула форматында ұсыну талабы кірді. Нұсқаулықта модельдің оқиғаның немесе ақпараттың экономикалық әсерін бағалауы керек екені, тек эмоциялық лексикаға сүйенбеуі тиіс екені бөлек нақтыланды. Осылайша, Gemini моделі қосымша оқытуды қажет етпей, zero-shot жіктеуіші ретінде пайдаланылды, ал оның функциялары нұсқаулықты рәсімдеу арқылы басқарылды.

Нәтижелердің қайта алынуын қамтамасыз ету үшін генерацияның тұрақты параметрлері, негізгі мәтінге арналған бірыңғай промпт құрылымы және жауап форматын автоматтандырылған тәсілмен тексеру қолданылды. Берілген құрылымнан ауытқыған жағдайда, талаптарды нақтылай отырып, сұрату қайта жіберілді. Құжаттарды жинақталған күйінде өңделді, бұл бүкіл деректің бағаларын салыстыруға мүмкіндік берді.

Жеке құжаттар деңгейінде эмоциялық реңкін бағалауды алғаннан кейін, алдыңғы кезеңде қалыптастырылған тақырыптық кластерлер бойынша көрсеткіштер жинақталды. T_k әрбір тақырыбы бойынша эмоциялық реңк индексінің орташа мәні тиісті кластерге кіретін барлық құжат бойынша арифметикалық орташа мән ретінде айқындалатын ақпарат өрісінің жинақталған көрсеткіші ретінде есептелді. Қосымша әрбір тақырып ішіндегі жағымсыз жарияланымдар үлесі талданды, бұл жағымсыз ақпараттық күн тәртібімен байланысты бағыттарды анықтауға мүмкіндік берді.

Автоматты түрде белгі қою сапасын тексеру белгі қойылған жаңалықтардың шағын іріктемесінде қолмен жүргізілді. Нәтижелерді салыстыру сараптамалық және модельдік тұрғыдан жіктеу арасындағы сәйкестікті бағалауға мүмкіндік берді. Сапа өлшемдерінің алынған мәндері автоматты түрде бағалаудың экономикалық жағдайдың толық түсіндірмесімен жоғары дәрежеде сәйкес келетінін көрсетті.

Жаңалықтар уақытын талдау нәтижелері. Барлық жарияланымдар санаттар бойынша бөлінгеннен кейін, экономикалық бағыттағы материалдар іріктеліп, тақырыптық топтарға бөлінгеннен кейін мынадай нәтижеге қол жеткізілді. 2009 жылғы қаңтар – 2025 жылғы желтоқсан аралығындағы кезеңде іріктеуде экономика (экономика және макроэкономика, қаржы, инвестициялар, банк секторы) тақырыбында 101 192 бірегей жаңалық тіркелген. Экономикалық жарияланымдардың жалпы санының динамикасы тез қарқынмен өсуде, бұл экономика мәселелеріне БАҚ назарының артқанын көрсетеді. Мәселен, 2009 жылы экономика саласына қатысты 2 344 материал жарияланса, 2025 жылы олардың саны 11 054-ке жеткен.

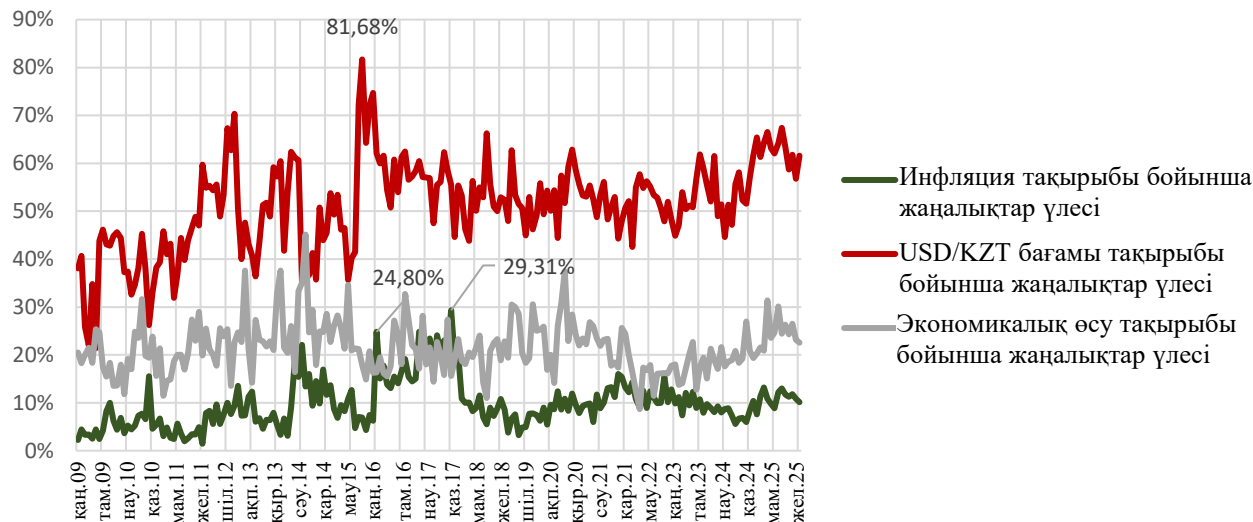
2009-2025 жылдар аралығындағы экономикалық жаңалықтардың ішінде 10 575 жарияланым инфляцияға немесе бағаның өсуіне сілтеме жасайды, ал 54 396 материал теңгенің АҚШ долларына қатысты айырбастау бағамының динамикасына арналған. Осылайша, қарастырылып отырған кезеңдегі Қазақстандағы экономикалық жаңалықтар риторикасының 53,8% айырбастау бағамын талқылауға байланысты.

Валюталық тақырыпты жариялау қарқындылығы уақыт бойынша айтарлықтай өзгерді. 4-суретте айлар бойынша экономикалық жаңалықтардың жалпы көлеміндегі инфляция және айырбастау бағамы тақырыбы бойынша жарияланымдар үлесінің кестесі берілген.

Бағам динамикасына арналған жарияланымдардың күрт өсуі 2015 жылғы тамызда байқалды: теңгенің АҚШ долларына қатысты валюталық бағамы туралы жаңалықтардың үлесі экономикалық материалдардың жалпы санының 81,7% жетті. Осы аталған өсу Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің тіркелген айырбастау бағамы режимінен өзгермелі айырбастау бағамына көшу туралы шешіміне сәйкес келеді. Осы кезеңнен бастап айырбастау бағамы тақырыбы экономикалық жаңалықтар риторикасының 40%-дан астамын тұрақты түрде ала бастады.

4-сурет

**2009 жылғы қаңтар - 2025 жылғы желтоқсандағы
Қазақстанның БАҚ-тағы экономикалық жаңалықтардың жалпы көлеміндегі
инфляция, экономикалық өсу және айырбастау бағамы тақырыбы бойынша
жаңалықтардың үлес салмағы**



Дереккөзі: Қазақстанның 18 БАҚ-тың жаңалықтар жарияланымдарының жинақталған іріктемесі негізінде авторлық есептеулер

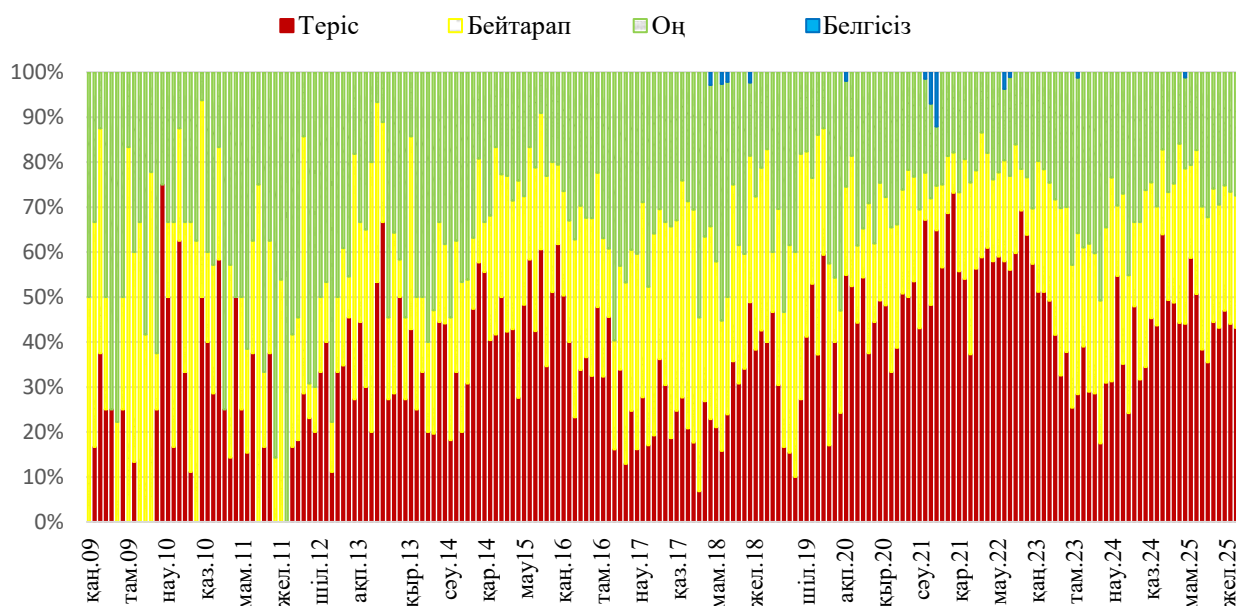
Инфляция тақырыбын талқылау қарқындылығының өсуі инфляциялық таргеттеу режиміне көшуге қатысты кейбір лагтармен байқалды. Алғашқы айтарлықтай өсім 2016 жылғы қаңтарда тіркелді, ол кезде инфляцияға арналған жарияланымдардың үлесі 24,8% - ға жетті

Алғашқы айтарлықтай өсу 2016 жылғы қаңтарда тіркелді, ол кезде инфляцияға арналған жарияланымдардың үлесі 24,8%-ға жетті. Инфляциялық тақырыпқа қызығушылықтың қосымша артуы 2017 жылғы қазан айында байқалды, бұл 2017 жылғы қыркүйек айындағы инфляция туралы деректердің жариялануымен және Ұлттық Банктің нысаналы аралығының жоғарғы шегіне сәйкес келетін 7% деңгейіне жақын инфляцияны қалыпқа келтіру процестерінің талқылануымен сәйкес келді (естеріңізге сала кетейік, бұрын инфляция жөніндегі мақсат 6-8% аралығымен айқындалған болатын).

Инфляциялық таргеттеу режиміне өткеннен кейін инфляция туралы жарияланымдар үлесінің артуына қарамастан, ол орташа есеппен 10%-ға жуық өзгереді және әлі де айырбастау бағамына арналған жарияланымдар үлесінен кемінде үш есе төмен болып қалады.

Инфляция тақырыптары мен айырбастау бағамын еске түсіру жиілігін талдаудан басқа, бұл тақырыптар қамтылатын ақпараттық фонның сипатын бағалау маңызды болып көрінеді, өйткені инфляциялық күтулер ақпарат көлемінің әсерінен ғана емес, сонымен бірге оның эмоционалды түсінінің әсерінен де қалыптасады. Осыған байланысты инфляцияға және теңгенің АҚШ долларына айырбастау бағамына арналған жарияланымдардың мазмұнына қарай оларды теріс, бейтарап және оң деп жіктей отырып талдау жүргізіледі.

5-сурет

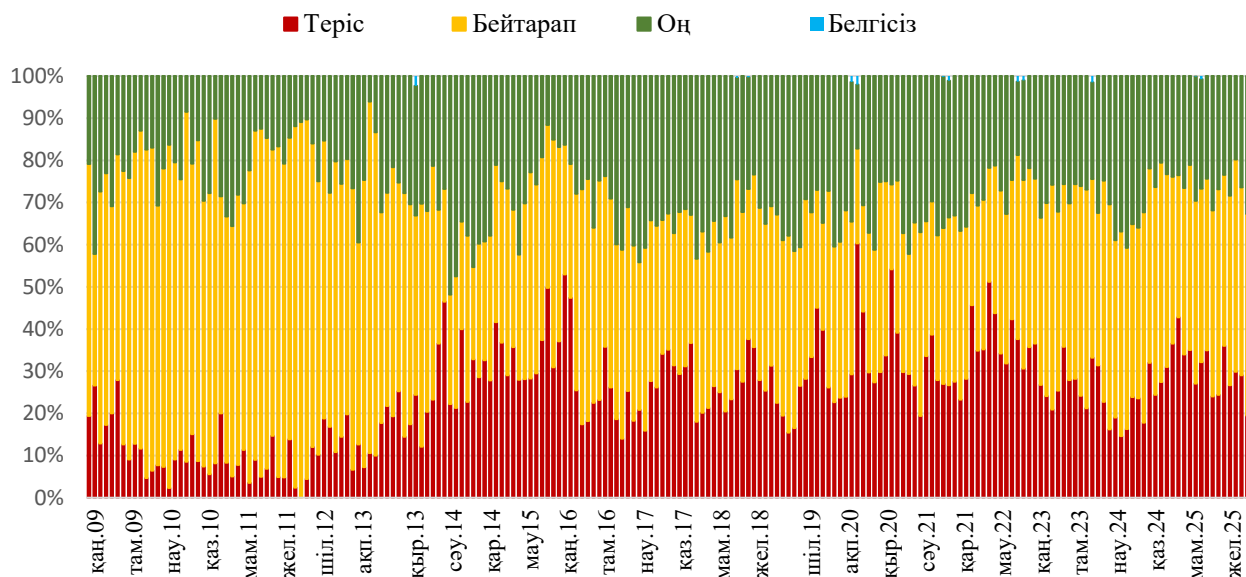
**Инфляция тақырыбындағы жаңалықтардың эмоционалдық сипаты,
инфляция тақырыбы бойынша жарияланымдардың жалпы санынан %**

Дереккөзі: авторлардың есептеулері

Орташа алғанда, 2016 жылғы қаңтар айынан бастап 2025 жылғы желтоқсан айына дейінгі аралықта теріс әсері бар инфляция тақырыбындағы жаңалықтардың үлесі осы тақырып бойынша жаңалықтардың жалпы санының 40% құрады. Инфляция тақырыбы бойынша жағымсыз жарияланымдардың ең айқын өсуі 2021-2022 жылдары тіркелді, бұл медиалық риториканың елдегі нақты баға динамикасын жеделдетуге реакциясын көрсетеді. Осы кезеңнен бастап инфляция тақырыбы бойынша жағымсыз жаңалықтардың үлесі басым болды (2024 жылдың жекелеген айларын қоспағанда). 2021 жылғы шілде айы мен 2022 жылғы шілде айында бір материалда оң, бейтарап және теріс риторика элементтері біріктірілген кезде екіұшты сипатымен басылымдардың жекелеген шығарылымдары байқалғаны назар аудартады. Қалған кезеңдерде инфляция тақырыбы бойынша жарияланымдардың жалпы көлеміндегі белгісіз сипатқа ие жаңалықтардың үлесі 1%-дан аспады.

Айырбастау бағамының тақырыбы бойынша 2016 жылғы қаңтардан бастап 2025 жылғы желтоқсанды қоса алғандағы жағымсыз жарияланымдардың үлесі 29%-ды (2009 жылғы қаңтардан бастап 2025 жылғы желтоқсанды қоса алғандағы бүкіл қаралатын кезең үшін – 24%) құрады. Бұл орташа деңгейден асып кету тек 2022 жылы байқалды, ол кезде теріс жаңалықтардың үлес салмағы айырбастау бағамының тақырыбы бойынша жарияланымдардың жалпы көлемінің 36%-ына жетті. Жалпы алғанда қазақстандық БАҚ-та валюта тақырыбы үшін бейтарап сипат басым болады (6-сурет).

6-сурет

Айырбастау бағамы тақырыбы бойынша жаңалықтардың эмоциялық реңкінің құрылымы, USD/KZT бағамы тақырыбы бойынша жарияланымдардың жалпы санынан %

Дереккөзі: авторлардың есептеуі

5. Қорытындылар мен ұсынымдар

Қорыта келгенде алынған нәтижелер Қазақстандағы инфляциялық күтулер бағалардың нақты динамикасымен әлсіз байланысын көрсететінін және айқын валютаға бағытталған сипатпен сипатталатынын көрсетеді.

Экономикалық тақырыптар медиа-риторикасына қосымша жүргізілген талдау бүкіл байқалған кезең ішінде инфляцияға арналған жарияланымдар үлесі жүйелі түрде айырбастау бағамының динамикасына байланысты материалдар үлесінен төмен қалып отырғанын көрсетеді. Басқаша айтқанда, ақпараттық аяның өзі инфляцияның көпшілікке жария номиналды бағдар ретіндегі қайталама рөлін бекіте отырып, Қазақстандағы күтулердің валютаға бағытталған сипатын жаңғыртады және құрылымдық жағынан күшейтеді.

Алынған қорытындылардың монетарлық реттеушінің коммуникациялық саясаты үшін практикалық импликациялары бар. Атап айтқанда, эмпирикалық зерттеулер тұтынылатын ақпарат пен инфляцияны қабылдау дәлдігі арасындағы тұрақты байланысты көрсетеді: Kumar et al. (2015) еңбегінде инфляция туралы медиа-ақпаратты неғұрлым белсенді тұтыну нақты инфляцияны да, инфляциялық таргетті де бағалаудағы аз қатемен байланыстырылатыны көрсетілген. Бұл өз кезегінде көпшілікке жария кеңістікте нақты инфляция туралы сапалы ақпараттың болуын мақсатты түрде арттыру қажеттігін көрсетеді. Бұл ретте реттеушінің ресми сайттары арқылы коммуникацияға қарағанда, медиа-басылымдар арқылы көпшілікке қолжетімді хабарлар маңызды, себебі эмпирикалық зерттеулер үй шаруашылықтарының ресми статистикаға/ресми баспасөз хабарларына жүгінбейтінін көрсетеді (Munday, Brookes, 2021).

Айырбастау бағамы мәселелері бойынша жүйелік коммуникацияны күшейту негізделген болып табылады. Инфляциялық таргеттеу режимінде валюталық бағам ресми түрде номиналды көрсеткіш бола алмайтынына қарамастан, инфляциялық күтулердің теңге бағамының динамикасына айқындалған әсері бағамдық факторларға қатысты коммуникация күтулерді тұрақтандыру саясатының элементі ретінде қаралуы мүмкін екенін білдіреді. Осы жағдайда ҚР Ұлттық Банкінің коммуникациясының міндеті –

бағамдық бағдарларды қалыптастыруда емес, валюта нарығының айналасындағы артық алармистік медиа-риториканы төмендетуде және халықтың хабардар болуын арттыру есебінен оның инфляциялық күтулерге әсерін біртіндеп әлсіретуде. Бұл ретте айырбастау бағамы мәселелері бойынша жүйелік коммуникация нақты инфляцияға байланысты тақырыптардың көпшілікке жария болатын ақпараттандырумен қатар жүруі тиіс. Бұл инфляциялық күтулерді қалыптастыру кезінде негізгі номиналды бағыт ретінде ақпараттық фокусты айырбастау бағамының динамикасынан бағаның нақты деңгейіне біртіндеп ауыстыру үшін қажет.

Әдебиет

1. Кулкаева, А., Сейдахметов, А. (2023). Қазақстандағы инфляциялық күтулердің тұрақтылығын бағалау. ҚРҰБ экономикалық зерттеуі №2023-1.
2. Armantier, O., Bruine de Bruin, W., Topa, G., van der Klaauw, W., & Zafar, B. (2015). Inflation expectations and behavior: Do survey respondents act on their beliefs? *International Economic Review*, 56(2), 505–536.
3. Buono, I., Formai, S. (2018). New Evidence on the Evolution of the Anchoring of Inflation Expectations. *Journal of Macroeconomics*, 57(C), 39–54.
4. Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Weber, M. (2019). Monetary Policy Communications and their Effects on Household Inflation Expectations. NBER Working Paper No. 25482
5. Conrad, C., Enders, Z., & Glas, A. (2022). The role of information and experience for households' inflation expectations. *European Economic Review*, 143.
6. Davis, J. S. (2014). Inflation Targeting and the Anchoring of Inflation Expectations: Cross-Country Evidence from Consensus Forecasts. Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper, No. 174, Federal Reserve Bank of Dallas.
7. D'Acunto, F., Charalambakis, E., Georgarakos, D., Kenny, G., Meyer, J., & Weber, M. (2024). Household inflation expectations: An overview of recent insights for monetary policy. CEPR Discussion Paper, 19167.
8. De Fiore, F., Maurin, A., Mijakovic, A., & Sandri, D. (2024). Monetary policy in the news: Communication pass-through and inflation expectations. BIS Working Papers No. 1231. Bank for International Settlements.
9. De Pooter, M., Robitaille, P., Walker, I., Zdinak, M. (2014). Are Inflation Expectations Well Anchored in Brazil, Chile, and Mexico? *International Journal of Central Banking*, 10(2), 337–400.
10. Demertzis, M., Marcellino, M., Vieg, N. (2012). A Credibility Proxy: Tracking US Monetary Developments. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 12(1), 1–36.
11. Fama, E. F. (1991). Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5), 1575–1617.
12. Goel, T., Tsatsaronis, K. (2022). Anchoring of Inflation Expectations: Has Progress Paid Off? BIS Bulletin, No. 51. <https://www.bis.org/publ/bisbull51.htm>
13. Gorton, G. (2006). Facts and Fantasies About Commodity Futures. *Financial Analysts Journal*, 62(2), 47–68. <https://doi.org/10.2469/faj.v62.n2.4083>
14. Gust, C. J., Lopez-Salido, J. D. (2024). Optimal monetary policy with uncertain private sector foresight. Finance and Economics Discussion Series, 2024-059. Board of Governors of the Federal Reserve System.
15. Kumar, S., Afrouzi, H., Coibion, O., Gorodnichenko, Y. (2015). Inflation Targeting Does Not Anchor Inflation Expectations: Evidence from Firms in New Zealand. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 151–225.
16. Moessner, R., Takats, E. (2020). How Well-Anchored Are Long-Term Inflation Expectations? BIS Working Paper, No. 869.

17. Miyajima, K., Yetman, J. (2018). Assessing Inflation Expectations Anchoring for Heterogeneous Agents: Analysts, Businesses and Trade Unions. BIS Working Paper, No. 759.
18. Munday, T., Brookes, J. (2021). Mark my words: the transmission of central bank communication to the general public via the print media. Bank of England working papers 944, Bank of England
19. Nautz, D., Strohsal, T., & Netšunajev, A. (2019). The anchoring of inflation expectations in the short and in the long run. *Macroeconomic Dynamics*, 23(5), 1959–1977.

**Іріктемеге енгізілген Қазақстан Республикасының
жаңалықтар порталдарының толық тізбесі (маркетингтік атаулар көрсетілген)⁵**

1. Atameken InBusiness
2. Azattyq
3. BesMedia
4. Деловой Казахстан (DKNews.kz)
5. Forbes.kz
6. Informburo.kz
7. Kapital.kz
8. Казахстанская правда
9. Kursiv Media Казахстан
10. Liter.kz
11. LS
12. Nur.kz
13. OTYRAR
14. Sputnik Казахстан
15. TengriNews
16. Время. Общественно-политическая газета (time.kz)
17. Ulysmedia.kz
18. Zakon.kz

⁵ Мәтіндік деректерді жинау Қазақстан Республикасының қолданыстағы заңнамасына сәйкес, Қазақстан Республикасы Конституциясының 20-бабының (зерттеу жүргізу кезіндегі қолданыстағы редакция) ақпаратты тарату еркіндігі туралы ережелерін қоса алғанда, ашық дереккөздерден алынды. Пайдаланылатын әдіснама жаңалықтар корпустары мен мәтіндік деректерді талдау саласындағы академиялық зерттеулердің халықаралық стандарттарына сәйкес келеді.

Халықтың Қазақстан Ұлттық Банкінің коммуникациясын қабылдауын бағалау: экономикалық нарративтер және twin-deficit

А. Жұмаділова, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Ақпарат және коммуникациялар департаменті, Ainur.Jumadilova@nationalbank.kz

Ә. Дунгенин, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Ақпарат және коммуникациялар департаменті, Alisher.Dungenin@nationalbank.kz

Зерттеуде коммуникациялық ортаның негізгі элементтері, Қазақстандағы ақша-кредит саясатының институционалдық шарттары мен параметрлері және олардың ҚР Ұлттық Банкі қабылдайтын транспаренттілік пен ашықтықты арттыру шараларына ықпалы қарастырылады. Бұған қоса пайдаланылатын коммуникациялық тәсілдердің тиімділігіне әсер ететін шектеулерге талдау жүргізілді, онда коммуникациялық твин тапшылығы (twin-deficit) – сенім тапшылығы (Trust) және түсінік тапшылығы (Understanding) проблемасына көңіл бөлінді [1]. Бұл санатта орталық банктің белгілерін қабылдаудың институционалдық және когнитивтік деңгейлері көрсетіледі. Сенім тапшылығы реттеушінің адалдығынан, іс-әрекеттерінің дәйектілігі мен дұрыстығынан қоғам сенімінің төмен болуынан көрінеді, түсінік тапшылығы экономикалық ақпаратты түсіндіру қиындықтарына, тіл және когнитивтік кедергілерге байланысты. Олар бірге қаржы жүйесі дамушы елдерге тән жүйелі «коммуникациялық алысшылық» проблемасын құрайды. Бұл компоненттерді талдау үшін бейімделген T&U-Framework моделі пайдаланылады, мұнда T компоненті институционалдық айқындылықты, адалдық пен дәйектілікті қабылдауды көрсетеді, ал U компоненті қарым-қатынас орнату тілінің анық, түсінікті және жеңіл болуын білдіреді. Мұндай тәсіл орталық банктің ашықтығы бойынша тек ақпараттандыру ғана емес, қоғам тарапынан түсіністік танытып, сенім білдіруге әкелетінін бағалауға мүмкіндік береді.

Бұл жұмыстың басты академиялық жаңалығы – эмпирикалық деректерді, яғни осы зерттеу үшін нарықтың кәсіби қатысушылары арасында арнайы жүргізілген маркетингтік пікіртерім нәтижелерін, сондай-ақ халық арасындағы пікіртерімдер мен фокус-топтар негізінде алынған қорытындыларды талдау.

Негізгі сөздер: ақша-кредит саясаты, коммуникациялық саясат, twin-deficit, сенім және түсінік тапшылығы, қаржылық сауаттылық, әрекет экономикасы, нарративтік экономика, инфляциялық таргеттеу.

JEL–жіктеуіші: E52, E58, D83, G41, L82.

<https://nationalbank.kz/file/download/115061>

<https://nationalbank.kz/file/download/115064>

<https://nationalbank.kz/file/download/123419>



2 сессия.

Макрошок жағдайындағы мемлекеттік қаржы



Макроэкономикалық күтпеген өзгерістер және мемлекеттік қаржы: Қазақстан үшін ықпал етудің жекелеген тетіктері мен салдары

А. Мейрманова, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Ақша-кредит саясаты департаменті, Asel.Meirmanova@nationalbank.kz

Б. Шамар, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Ақша-кредит саясаты департаменті, Bauyrzhan.Shamar@nationalbank.kz

М. Рустем, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Ақша-кредит саясаты департаменті, MukhitRustem@nationalbank.kz

А. Жүзбаев, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Ақша-кредит саясаты департаменті, Adam.Zhuzbayev@nationalbank.kz

Жұмыс инфляциялық үдерістер мен айырбастау бағамы динамикасының Қазақстан экономикасының фискалдық параметрлеріне ықпалын анықтауға және сандық тұрғыдан бағалауға бағытталған. Қателерді түзету векторлық моделі (VECM) негізінде фискалдық параметрлердің (бюджет кірісі, шығысы, мұнайға жатпайтын тапшылық, бастапқы сальдо және сыртқы қарыз) инфляциялық және айырбастау бағамы күтпеген өзгерістеріне импульстік жауаптары алынды.

Талдау нәтижелері инфляция мен ұлттық валютаның әлсіреуі мемлекеттік қаржының жағдайына әртүрлі бағытта, бірақ жалпы тұрақсыздандыратын әсер ететінін көрсетеді. Инфляцияның өсуі номиналды кірістің уақытша артуымен қатар жүреді, алайда орта мерзімді перспективада шығынның артуына және фискалдық баланстың нашарлауына әкеледі. Айырбастау бағамының әлсіреуі борыштық жүктемені күшейтеді және валюталық міндеттемелерді қайта бағалау және импорттық сатып алулардың қымбаттауы салдарынан бюджет шығысын ұлғайтады. Осылайша, инфляцияның тұрақты төмен деңгейі мен теңгерімді айырбастау бағамы фискалдық тұрақтылықты қолдау үшін қажетті шарттар болып табылады.

Негізгі сөздер: инфляция, айырбастау бағамы, VECM, бюджет кірісі мен шығысы, мұнайға жатпайтын бюджет тапшылығы, бастапқы сальдо, сыртқы борыш

JEL-жіктеу: E31, E62, F31, C32, N62.

1. Кіріспе

Инфляция мен айырбастау бағамы мемлекеттік қаржы жағдайына кешенді әсер ететін негізгі макроэкономикалық айнымалылар болып табылады. Бұл факторлар бюджеттің кіріс және шығыс жақтарына, борыштық динамикасына және мемлекеттің фискалдық позициясының жалпы орнықтылығына әсер ететін өзара байланысты арналар жүйесін қалыптастырады.

Қысқа мерзімді перспективада инфляцияның өсуі ағымдағы бағалар бойынша салық түсімдерінің ұлғаюы есебінен бюджет көрсеткіштерін номиналды түрде жақсартуы мүмкін, бұл номиналды салық базасының кеңеюімен байланысты. Алайда орта және ұзақ мерзімді кезеңде инфляциялық процестер әлеуметтік төлемдерді индекстеу, мемлекеттік сатып алулардың қымбаттауы және борыштық қызмет көрсету құнының өсуі нәтижесінде бюджет шығынының ұлғаюына алып келеді. Сол сияқты, айырбастау бағамының әлсіреуі де әртүрлі бағытта әсер етеді: ол экспорттаушылардың теңгелік түсімін арттырады, бірақ сонымен бірге импорттық сатып алулар мен валюталық борыштық міндеттемелердің құнын өсіріп, бюджет шығынына қосымша қысым тудырады.

Қолданыстағы еңбектерде фискалдық саясаттың макроэкономикалық көрсеткіштерге ықпалы жиі талданады. Осыған байланысты, осы зерттеудің өзектілігі кері арнаны қарастыруда, яғни инфляциялық және айырбастау бағамы күтпеген өзгерістерінің

фискалдық көрсеткіштерге қалай әсер ететінін зерттеуде, бұл қолда бар эмпирикалық базаны толықтыруға мүмкіндік береді.

Бұл зерттеудің мақсаты – инфляция мен айырбастау бағамының Қазақстанның фискалдық параметрлеріне ықпалын тереңірек талдау. Зерттеуде ықпал етудің теориялық тетіктері мен арналары қарастырылады, сондай-ақ ұзақ мерзімді өзара байланыстар мен динамикалық әсерлерді анықтауға мүмкіндік беретін VECM моделіне негізделген эконометрикалық бағалау ұсынылады.

Осы жұмыстың құрылымы әдебиетке шолу, қолданылған құралдар мен бастапқы деректердің әдіснамалық сипаттамасы, алынған нәтижелерді талқылау және қорытындыдан тұрады.

2. Әдебиетке шолу

Эмпирикалық зерттеулер ұлттық валютаның әлсіреуі мен инфляцияның жеделдеуі дамушы нарықтары және ашық экономикасы бар мемлекеттер үшін елеулі фискалдық тәуекелдер тудыратынын көрсетіп отыр.

Екі классикалық тетік инфляцияның неліктен нақты салықтық түсімдерді нашарлататынын былай түсіндіреді:

1) инкассация лагтары (Оливер-Танзи әсері): салық төлеу міндеттемесі мен оның бюджетке түскенге дейін төлеу арасындағы кідіріс кезінде салықтардың нақты құны

2) «фискалдық тежеу» және номиналды бұрмаланулар (прогрессивті салық шкаласы бар елдер үшін өзекті): бағалар мен жалақы өскен кезде салық төлеушілер нақты төлеу қабілеті өзгеріссіз қалса да, жоғары номиналды шкалаларға ауысады. Автоматты түзету болмаған жағдайда, бұл ынталандыруды бұрмалай отырып, «әдепкі бойынша» орташа салық жүктемесін арттырады. Корпоративтік және капиталға салық салуда салық салынатын базаға номиналды пайыздық шығыс пен номиналды кіріс кіреді, бұл инфляция кезінде тиімді мөлшерлемелер мен фирмалар/үй шаруашылықтарының қызметін жүйелі түрде бұрмалайды (Beer, Griffiths, Klemm 2023). Испания Банкінің зерттеуі (Banco de España, 2024) Personal Income Tax (PIT)-микросимуляция негізінде фискалдық тежегіштің әсерін талдайды. Инфляцияның өсуі салық жүктемесінің тиімді артуына (ERTI) мақсатты көлемге қатысты шамамен 1,85 есе әкелді, ал PIT/ЖІӨ қатынасының өсуіне фискалдық тежегіштің үлесі 2019–2023 жылдардағы өсімнің шамамен жартысын құрады. Бұл нәтижелер инфляция өсімінің кіріске тигізетін оң әсері кейінгі құлдыраумен ұласқан 2021–2022 жылдардағы халықаралық бақылаулармен сәйкес келеді (IMF, 2023).

1) Елдік шолулар инфляция күйзелісі есебінен қарыз үшін қысқа мерзімді ұтыстар тұрақты инфляциямен, инфляциялық күтулердің әлсіз зәкірленуімен және шығысдың өсуімен, әсіресе валюталық тәуекелі жоғары және салықтардың толық емес индекстелуімен (IMF, 2023; García-Macia, 2023) нивелирленетінін атап көрсетеді. Қазіргі әдебиет бюджет жағдайына инфляция мен айырбастау бағамының құнсыздануы әсер ететін үш негізгі арнаны бөліп көрсетеді: 1) борыштық динамика (номиналды ЖІӨ, нақты пайыздық мөлшерлемелер және борыштың валюталық бөлігін қайта бағалау арқылы); 2) бюджет кірісі; 3) бюджет шығысы. Мемлекеттік шолулар инфляцияның күтпеген өзгерісі есебінен борыш үшін қысқа мерзімді ұтыстардың көбінесе тұрақты инфляция, инфляциялық күтулердің әлсіз бекітілуі және шығынның өсуі салдарынан жоққа шығарылатынын атап көрсетеді, бұл әсіресе жоғары валюталық тәуекелдері бар және салықтары толық индекстелмейтін елдерге тән (IMF, 2023; García-Macia, 2023).

ХВҚ-ның еларалық зерттеуінде қысқа мерзімді кезеңде инфляцияның күтпеген көтерілуі бастапқы сальдоны жақсартады және борыштың ЖІӨ-ге қатынасын техникалық тұрғыдан төмендетеді (номиналды ЖІӨ өсуі арқылы), бірақ инфляция күтілгендей және жалақыны/бағаны индекстеу процестеріне кіріктірілгендей болған кезде әсері біртекті емес және тез таралады (García-Macia, 2023). ХВҚ-ның талдамалық шолуына (IMF, 2023) сәйкес

2021-2022 жылдардағы эпизодтар жоғары инфляция аясында кіріске оң әсерімен, бірақ бір мезгілде – шығысқа автоматты қысымның өсуімен бір жүрді, сондықтан таза фискалдық әсер аралас болып шықты және институттар құрылымы мен индекстеу саясатына тәуелді болды. Дәл сол шолу қысқа мерзімді өсуге қарағанда, инфляцияның тұрақты түрде жоғары болуы нақты салық базасының эрозиясы мен тәуекел үшін сыйлықақылардың өсуі кезінде пайыздық шығысты күшейту арқылы бюджеттік позицияны нашарлататынын көрсетеді.

Инфляция динамикасының, мөлшерлемелер мен борыштың ықпалын SVAR-бағалау нәтижелері инфляцияның күтпеген өзгерісі мемлекеттік борышқа қызмет көрсетудің нақты құнын уақытша төмендетуі мүмкін екенін растайды, бірақ әсері оның уақытша болады. Бастапқы жоғары борыш кезінде траектория уақыт өте келе өзгереді және ықпалы қолайсыз болады, яғни борыштық динамика нашарлайды (Tkačevs & Staehr, 2025).

Валюталық қайта бағалау және борышқа қызмет көрсету. Сыртқы борыштың елеулі үлесі бар елдер үшін ұлттық валютаның әлсіреуі сыртқы борышқа қызмет көрсетуге арналған шығысты және оның номиналды көлемін (ұлттық валютада) дереу ұлғайтады, бұл ЖІӨ-дегі сальдо мен борыш үлесін нашарлатады. Борышкер елдерге арналған талдауда айырбастау бағамының әлсіреуі, әсіресе егер кіріс базасы саудаланбайтын секторға бағдарланған болса, валюталық борыштың, импортталатын тауарлар мен трансферттердің қымбаттауы арқылы бюджетті нашарлатуы мүмкін екені аталады (Reisen, 1990). Еларалық бағалау: валютаның әлсіреуі мемлекеттік борыштың ЖІӨ-ге қатынасын статистикалық түрде арттырады, бұл ретте сыртқы борыш үлесі жоғары және инфляциялық күтулер нашар тұрақтанған экономикаларда әсерлер желілік емес және күштірек. Зерттеушілер орталық банктің тәуелсіздігін арттыру және инфляциялық күтулерді төмен тұрақты деңгейде ұстап тұру айырбастау бағамы өзгеруінің инфляцияға және борыштық динамикаға (Fisera et al., 2021) әсер етуін төмендететінін атап өтті.

Шығысты индекстеу және инвестициялық шығасылар. Инфляция шығыстың едәуір бөлігін (әлеуметтік төлемдер, жалақылар, келісімшарттар) индекстейді, сондай-ақ мемлекеттік сатып алуды қымбаттатады. Жеке аспект – қоғамдық инвестициялар. Дүниежүзілік банктің деректерінде инвестициялық бағдарламаларды жеделдету және масштабтау кезінде ЖІӨ-ге инвестициялар үлесінен орташа шығасылардың U-тәрізді тәуелділігі байқалатыны көрсетілген; ЖІӨ-нің 7-10% $\approx$ асып кетуі мен инвестицияларды үдету шығасылар/артық шығыс өсуіне әкеледі, бұл инфляциялық ортада бюджетке одан сайын қысым жасайды (Gurara et al., 2020).

2021-2022 жылдардағы энергетика бағасының күтпеген өзгерісі ауқымды уақытша қолдау шараларына әкелді; бірқатар елдерде олардың фискалдық құны ЖІӨ-нің 1%-ына жетіп, бағаның өсуі аясында шығыс серпінін күшейтті (IMF, 2023).

Инфляция, бағам және фискалдық бустер ретіндегі өткізу тетігі. Ауысу әсері (ERPT) – айырбастау бағамының әлсіреуі мен инфляция арасындағы негізгі байланыс, ол кейіннен бюджетке әсер етеді. Елдер бойынша панельдік деректерге жүргізілген эмпирикалық зерттеу жақсы тұрақтанған инфляциялық күтулер мен инфляциялық таргеттеуге деген жоғары сенім ERPT-ні едәуір төмендететінін көрсетті. Керісінше, күтудің жоғары дисперсиясы әсіресе, құбылмалылық жоғары дамушы елдер мен дамушы нарықтары бар елдерде неғұрлым жоғары ERPT-мен болжанады (Carrière-Swallow et al., 2023). Бұл айырбастау бағамының инфляция арқылы әлсіреуі инфляциялық күтулер аз тұрақтанған жерлерде фискалдық қысымды күшейтеді дегенді білдіреді.

«Голландтық ауруға» шалдыққан экономикалар туралы жұмыс күтпеген өзгерістерге жауап ретінде номиналды айырбастау бағамын тұрақтандыруға талпыныс қателіктерді күшейте отырып, әл-ауқатты нашарлатуы мүмкін. Фискалдық саясат үшін мұндай режимдер әсіресе айырбастау бағамы бойынша «қатан» мақсаттар тұрақты түрде қолдау тапқан жағдайда, квази-фискалдық тәуекелдер (кепілдіктер мен интервенцияларды қоса алғанда) ұлғаюына әкеледі (Lama & Medina, 2012). Мұнай өндіруші экспорттаушылар

үшін еларалық талдау айырбастау бағамының өзгеруі арқылы сыртқы балансты басқару фискалдық құралдарға (салықтар/шығыс) қарағанда нашар нәтиже беретінін көрсетеді, яғни бюджет саясаты сыртқы сектор (ағымдағы операциялар шоты бойынша) тұрғысынан және ішкі сектор тұрғысынан да алғанда бастапқы тұрақтандырушы болып қалатынын көрсетеді (Behar & Fouejieu, 2016).

Қазақстан әдебиетінде жұмыстар негізінен экономикалық өрлеу кезінде ынталандырушы фискалдық саясаттың инфляцияға теріс әсер етуіне шоғырланған. Мәселен, Жақыпова мен Ханетованың (2023) жұмысында өндіріс көлемі өзінің әлеуетті деңгейінен асып кеткен экономикалық дүрбілен кезінде фискалдық экспансия инфляцияның өсуі, мемлекеттік инвестициялар тиімділігінің төмендеуі, жеке инвестицияларды ығыстыру сияқты теріс салдарларға алып келетіні аталды. Төлеуов, Жүзбаев және Багжанов (2021) VECM және FAVAR модельдерінің көмегімен инфляциялық таргеттеуді қолданғанға дейін Қазақстанда республикалық бюджет шығысының 10%-ға өсуі 12 ай ішінде инфляцияның жинақталған 0,68 п.т. артуына әкелгенін көрсетті. Инфляциялық таргеттеуді енгізгеннен кейін бюджет шығысының осындай ұлғаюы аздаған, бірақ әлі де инфляцияның 12 ай ішінде 0,41 п.т. біршама жинақталып ұлғаюына әкелгенін көрсетті. Тұрабай және басқалары (2023) бағалауға сәйкес Қазақстанда ағымдағы айда борышқа қызмет көрсетуге арналған шығынды есептемегенде бюджет шығысының өсуі 1%-ға өсуі келесі айда мұнай компанияларының импортын шегергенде импорттың 0,6%-ға өсуіне алып келетінін, кейіннен 5 айдан кейін импульстің толық бәсеңдейтінін анықтады. Жиынтығында бюджет шығысының ағымдағы айда орта есеппен 1%-ға өсуі тазартылған импорттың 5 айда жиынында 1,42%-ға өсуіне алып келеді. Өзге де тең жағдайларда, импульстің өзінен үлкен импорт өсімі ($1,42\% > 1\%$) экономиканың жалпы шығысына мемлекеттік шығыстың мультипликативтік әсерінің салдары болуы мүмкін. Бұл ретте мемлекеттік шығыс инвестициялық жобаларды іске асыру үшін өндіріс құралдары мен аралық тауарларға ғана емес, тұтыну тауарларына да сұранысты ынталандырады.

2022, 2023 және 2024 жылдардағы Article IV бойынша консультациялар туралы есептерде ХВҚ инфляция тәуекелдерінің жоғары әсерін атады. Есептерде жоғары инфляция әлеуметтік шиеленісті нашарлататыны және экономикалық белсенділікке теріс әсер ететіні, сондай-ақ мемлекет тарапынан фискалдық-шығын шараларын туындатуы мүмкін екені айтылды. 2022 жылғы есепте айырбастау бағамының 30%-дық күтпеген өзгерісіне жауап ретінде сыртқы борыш динамикасының едәуір нашарлағаны көрсетіледі.

Қорыта келе, әдебиет орнықты инфляцияның және бағам құнсыздануының бюджетке теріс әсері туралы тезисті қолдайды. Фискалдық тежегіш пен Оливер-Танзи әсері нақты кіріске нұқсан келтіріп, салық жүктемесін бұрмалайды. Қысқа мерзімді күтпеген инфляция кейде көрсеткіштерді жақсартады (номиналды ЖІӨ және борышты қайта бағалау арқылы), бірақ бұл әсер ұзаққа созылмайды және ақша-кредит саясатының реакциясы мен инфляциялық күтулердің тұрақтану дәрежесіне тәуелді. Айырбастау бағамының әлсіреуі валюталық борыш пен импортқа тәуелді баптар арқылы шығысты тікелей арттырады, ал күтулер нашар тұрақтанған кезде ол инфляцияны күшейтіп, сол арқылы шығысқа қысымды арттырады. Инвестициялық және сатып алу шығыстары инфляциялық ортада мемлекеттік бағдарламаларды ұлғайту кезінде тепе-тең өспейді, бұл жобаларды масштабтау кезінде бюджеттік позицияны нашарлатады.

Қазақстан бойынша жұмыстарда негізінен кері байланыстың теріс әсеріне, яғни шамадан тыс ынталандыратын фискалдық саясаттың әртүрлі макрокөрсеткіштерге, оның ішінде инфляцияға және сыртқы сектор көрсеткіштеріне әсер етуіне назар аударылған. ХВҚ Article IV шеңберіндегі консультациялар бойынша өз есептерінде инфляцияның және айырбастау бағамының күтпеген өзгерістерінің фискалдық саясатқа әсер етуінің теріс салдарын атап өтеді.

3. Зерттеу әдіснамасы және бастапқы деректер

Көптеген макроэкономикалық көрсеткіштерде байқалатын трендтер стационарлық емес уақыт қатарларын талдау әдістерін дамытуға ынталандырды. Осындай екі қатар арасындағы өзара байланысты былайша көрсетуге болады:

$$y_t = \alpha * x_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

мұнда y_t и x_t – стационарлық емес қатарлар;

ε_t – кездейсоқ қате.

Регрессиялық теңдеулерді құру кезінде стационарлық емес айнымалыларды пайдалану статистикалық маңызды нәтижелерді түсіндіру мүмкін болмайтын жалған регрессияның пайда болуына әкеледі. Бұл бағалаудың стандартты әдістері трендтердің және стационарлық емес деректердің басқа ерекшеліктерінің болуын ескермегендіктен алынған параметрлер ығысады.

Дегенмен, Энгл мен Грейнджердің (Econometrica, 1987) көзқарасына бойынша бірнеше стационарлық емес айнымалылардың сызықтық комбинациясы стационарлық болуы мүмкін. Егер мұндай комбинация бар болса, уақыт қатарлары коинтеграцияланған деп аталады, ал тиісті мән коинтеграция теңдеуі деп аталады. Ол көрсеткіштер арасындағы ұзақ мерзімді тепе-теңдік арақатынастың болуын көрсетеді.

Қазіргі әдебиетте коинтеграция анықталған кезде айырмашылықтарға құрылған VAR моделінің түрлендірілген нұсқасын білдіретін қателерді түзетудің векторлық моделі (VECM) пайдаланылады. Бұл модель айнымалылардың қысқа мерзімді динамикасын олардың ұзақ мерзімді тепе-теңдігіне қайту тетігімен үйлестіреді. Бұл процесс теңдеуге қателерді түзету мүшесін (ECM) енгізумен қамтамасыз етіледі.

Формалды түрде VECM моделі мынадай түрде жазылады:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \Pi y_{t-1} + B X_t + u_t, \quad (2)$$

мұнда Πy_{t-1} – қателерді түзетуге арналған мүше/матрица, мұнда Π өлшем матрицасы $k \times k$ (k – эндогенді айнымалылар саны), ол – айнымалылар жүйесінің ұзақ мерзімді өзара байланысына жауап беретін элемент;

y_t – эндогенді айнымалылар векторы;

Γ_i – лагтар кезіндегі коэффициенттер матрицасы;

X_t – экзогенді айнымалылар векторы;

u_t – кездейсоқ қателер векторы;

B – экзогенді айнымалылар кезіндегі коэффициенттер матрицасы;

β_0 – константалар векторы;

p – модель лагтарының саны.

VECM – векторлық авторегрессиялық модельдің (VAR) бір түрі. Бұл ретте VAR-модель қысқа мерзімді динамикалық әсерлерді және кенеттен болатын өзгерістерге көрсеткіштердің реакциясын бағалау үшін пайдаланылады. VAR-модельдерде әрбір эндогендік айнымалының ағымдағы мәні оның өзіндік алдыңғы мәндеріне, сондай-ақ жүйенің басқа айнымалыларының лагтарына байланысты болады. Бұл тәсіл көрсеткіштер арасындағы өзара ықпалды және себеп-салдар байланыстарын зерделеуге, сондай-ақ сыртқы күтпеген өзгерістерге жүйенің жауап қайтару күшін сандық тұрғыда бағалауға мүмкіндік береді.

Акциялардың бағасы мен дивидендтердің мөлшері арасындағы ұзақ мерзімді тәуелділік экономикалық контексте коинтеграциялық байланысқа мысал болады. Әдеттегі жағдайларда «дивиденд/акция бағасы» арақатынасы салыстырмалы түрде тұрақты болып қалады. Алайда нарық дағдарысы кезеңінде акциялардың бағасы дивидендтік төлемдерден едәуір жылдам өсуі мүмкін, бұл тепе-теңдіктің уақытша бұзылуына алып келеді. Осыған

ұқсас рецессия кезеңдерінде акциялардың құны дивидендтерге қарағанда анағұрлым төмендеп, арақатынасы да қалыпты деңгейден ауытқиды. Уақыт өте келе нарық тепе-теңдікті қалпына келтіруге ұмтылып, осы арақатынас өзінің орнықты мәніне қайтып оралады. Мұндай әсер жалдау ақысы мен тұрғын үй құнының арақатынасында да байқалады.

Зерттеуде эмпирикалық бағалау шеңберінде 2010 – 2025 жыл аралығындағы кезеңдегі тоқсандық деректер пайдаланылды (1-кесте).

1-кесте

Пайдаланылған деректер және олардың шартты белгісі

Көрсеткіш	Шартты белгісі
ЖІӨ (тау-кен өндіру саласын шегергенде)	y_noil
Инфляция	p
Айырбастау бағамы (KZT/USD)	fx
Ақша нарығының мөлшерлемесі (TONIA)	r
Бюджет кірісі	rev
Бюджет шығысы	spend
Бюджеттің мұнайға жатпайтын тапшылығы	noil buddef
Бастапқы сальдо	pb

Анықталған маусымдық компоненті бар айнымалылар X-12-ARIMA әдісімен маусымдық түзетілген. Ауқым салыстырылатындай болу үшін көрсеткіштер 2009 жылғы базадағы индекстерде келтіріліп, содан кейін логарифмдеу қолданылған. Мұндай қалыпқа келтіру өзгерістерді пайызбен түсіндіруге мүмкіндік беріп, әртүрлі көрсеткіштердің динамикасын салыстырмалы етеді. Пайыздық мөлшерлеменің көрсеткіші бастапқы түрде (пайызбен) пайдаланылады. Бюджеттік сальдо индикаторлары үшін (мұнайға жатпайтын тапшылық және бастапқы сальдо) логарифмдеу алдындағы теріс мәндерді жою мақсатында алдын ала ығыстыру (тұрақты шаманы шегеру) орындалды. Бұл логарифмдік түрлендіруді дұрыс қолдануға мүмкіндік береді, бұл ретте тиісті индекстің төмендеуі көрсеткіштің нашарлауы ретінде түсіндіріледі. Осылайша, модель көрсетілген индекстердің логарифмдері мен бастапқы күйіндегі пайыздық мөлшерлеме пайдаланыла отырып жасалды.

Алғашқы кезеңде барлық қатардың тұрақтылығы Дики-Фуллер тестімен тексерілді. Дики-Фуллердің кеңейтілген тесті қатыстырылған қатарлардың деңгейлерде тұрақсыз екенін және алғашқы айырмашылықтарда стационарлық болатынын көрсетті. Иллюстрация үшін 1 және 2-суреттерде мысалдар келтірілген (табыс үлгісі бойынша), қалған айнымалылардың нәтижелері ұқсас. Осылайша, қатарлар I (1) сияқты болады, бұл VECM-ді пайдалануға және көп өлшемді жүйеде ұзақ мерзімді байланыстарды талдауға негіз береді.

Екінші кезеңде Йохансен тесті орындалды, онда айнымалылар арасында бірнеше ұзақ мерзімді өзара тең байланыстардың бар екені расталды. Тест нәтижелеріне сәйкес екі-үш коинтеграциялық теңдеулер анықталды. Оған көрнекі мысал 3-суретте берілген.

1-сурет

ADF деңгейлері

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on L_REV

Null Hypothesis: L_REV has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.353447	0.9099
Test critical values: 1% level	-3.544063	
5% level	-2.910860	
10% level	-2.593090	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(L_REV)
Method: Least Squares

2-сурет

ADF бастапқы айырмашылығы

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D_L_REV

Null Hypothesis: D_L_REV has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.248298	0.0013
Test critical values: 1% level	-3.546099	
5% level	-2.911730	
10% level	-2.593551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(D_L_REV)
Method: Least Squares

3-сурет

Йохансеннің кіріс моделінің айнымалылары арасындағы коинтеграцияның болуына тест нәтижелері

Endogenous variables: L_Y_NOIL L_P L_FXR L_REV

Deterministic assumptions: Case 2: Cointegrating relationship includes a constant

Rank Tests

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.** Critical Value
None *	0.525515	116.6622	76.97277	0.0000
At most 1 *	0.370837	68.94858	54.07904	0.0014
At most 2 *	0.277142	39.29321	35.19275	0.0171
At most 3	0.176686	18.52252	20.26184	0.0852
At most 4	0.090624	6.079814	9.164546	0.1847

Trace test indicates 3 cointegrating equation(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Коинтеграция тендеуін құрғаннан кейін жүргізілген зерттеу шеңберінде VECM моделі таңдап алынған айнымалылардың серпінді әсер ету функцияларын қолдана отырып, күтпеген өзгерістерге динамикалық әсерін талдау үшін пайдаланылды, бұл түсіндірме көрсеткіштеріндегі өзгерістердің нысаналы айнымалыларға әсер ету сипаты мен ұзақтығын анықтауға мүмкіндік берді.

Әрбір модель үшін Акаике (AIC) және Шварцтың (SC) стандартты ақпараттық өлшемшарттары негізінде қалдықтардың өзара байланысының жоқ екенін қосымша тексере отырып, оңтайлы лагтың ұзақтығы таңдалды. Көптеген сипаттамаларда екінші лаг оңтайлы болды.

Модельге зерттелетін айнымалылармен қатар басқа айнымалыларды (мұнайға жатпайтын тапшылық, инфляция, АҚШ долларының теңгеге шаққандағы айырбастау бағамы және ақша нарығының мөлшерлемесі) енгізу себебі модельдің құрылымдылығын арттырады.

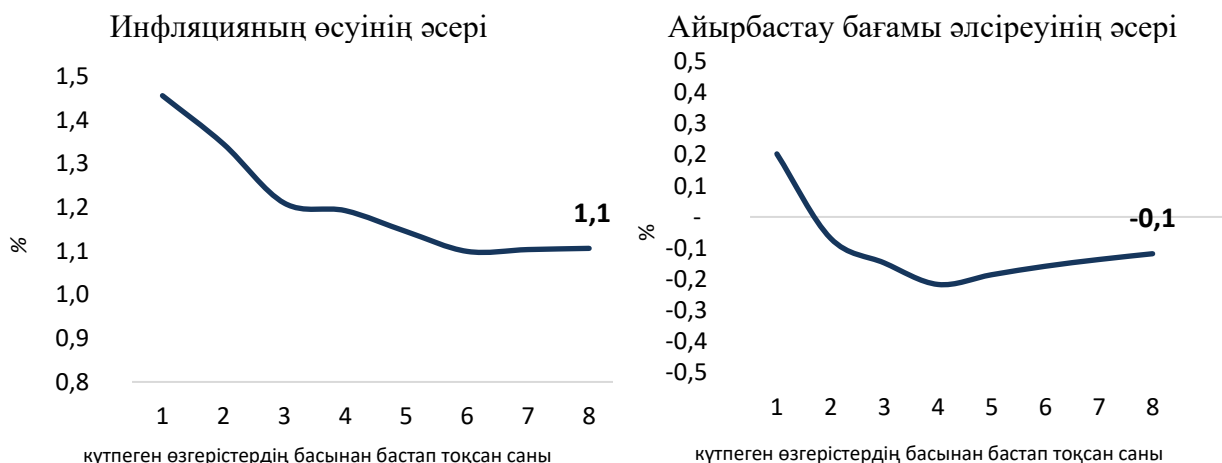
Құрылымдық күтпеген өзгерістер Холецкийдің (Cholesky decomposition) модель кателерін ковариациялық қате матрицасын ыдырату әдісінің көмегімен сәйкестендірілді.

4. Нәтижелерді талқылау

Бюджет кірісі (Ұлттық қордан трансферттер есепке алынбаған). Модельдің бағалануына сәйкес (4-сурет) инфляциялық күтпеген өзгерістер номиналды кірістің өсуіне әкеледі. Бір жыл бойы және екі жыл ішінде әсер шамамен тиісінше 1,2 және 1,1% болды. Тетік номиналды салық салу базасын кеңейтуге негізделеді. Бюджет «инфляциялық салықты» алады, сондықтан басқа фискалдық көрсеткіштерге қарағанда кіріске тез әсер етеді. Сонымен қатар, АҚШ долларына қатысты ұлттық валюта әлсіреген кезде, модельдің бағалауына сәйкес, кіріс өспейді. Керісінше, модельде экспортқа бағытталған жекелеген салалар мен оларға байланысты бюджет түсімдеріне ықтимал оң әсеріне қарамастан, бір жыл ішінде шамамен 0,2%-ға және екі жыл ішінде шамамен 0,1%-ға шамалы төмендеу тіркеледі. Бұл валютаның әлсіреуі импорттық тауарлардың қымбаттауына алып келуіне байланысты болуы мүмкін. Бұл өз кезегінде ішкі тұтынушылық және инвестициялық сұранысты бәсеңдете отырып, халық пен бизнестің сатып алу мүмкіндігін төмендетеді, бұл салық жинағының төмендеуіне алып келеді.

4-сурет

Инфляцияның 1 пайыздық тармаққа өсуіне және айырбастау бағамының 1%-ға әлсіреуіне қатысты кірістің серпінді өзгерісі



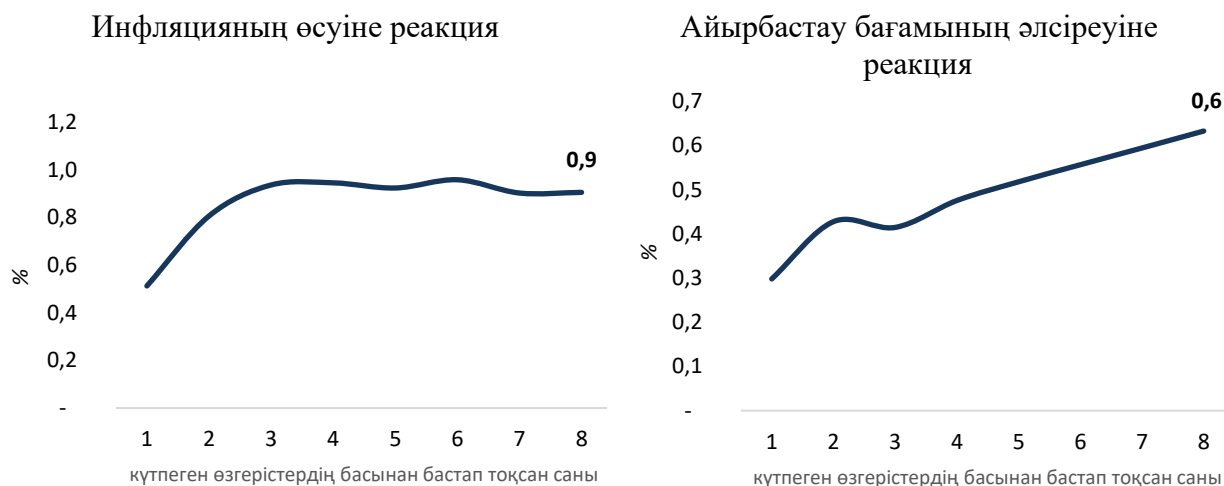
Дереккөзі: авторлар құрастырған

Бюджет шығысы. Инфляцияның күтпеген өзгерістерінің шығысқа әсері оң және уақыт бойынша кідіріспен көрінеді (5-сурет). Бағалауға сәйкес инфляцияның 1 п.т. мөлшерінде өсуі бір және екі жыл ішінде номиналды шығыстың шамамен 0,9%-ға ұлғаюына алып келеді. Әсері 1-2-тоқсаннан кейін көрінеді және жекелеген әлеуметтік төлемдерді ықтимал индексстеу және мемлекеттік сатып алудың қымбаттауы арқылы көрінеді. 2025 жылғы 11,4% деңгейіндегі орташа жылдық инфляцияны және алынған бағалауды (1% мөлшеріндегі инфляцияның күтпеген өзгерістері бюджет шығысының бір жыл ішінде 0,9%-ға өсуіне алып келеді) ескере отырып, шығыстың өсуіне инфляцияның жиынтық үлесі шамамен 10,3 п.т. болды. Абсолюттік мәнде бұл шамамен 3,2 трлн теңгеге сәйкес келеді, бұл 2025 жылы бюджет шығысының өсуіндегі инфляцияның жоғары рөлін

көрсетеді. Айырбастау бағамының күтпеген жерден өзгеруі (5-сурет) бір және екі жыл ішінде шығыстың тиісінше 0,5 және 0,6% жинақталған ұлғаюына да әкеп соқтырады. Өсу импорттық сатып алулардың қымбаттауына байланысты. Осылайша, инфляция арнасында шығысты арттыру кіріс серпінін ішінара теңестіреді, бұл ретте айырбастау бағамы арнасында оның әлсіреуі кірістің аздап төмендеуіне және шығыстың өсуіне алып келеді, бұл фискалдық позицияны нашарлатады.

5-сурет

Инфляцияның 1 пайыздық тармаққа өсуіне және айырбастау бағамының 1% әлсіреуіне шығыстың импульстік әсері

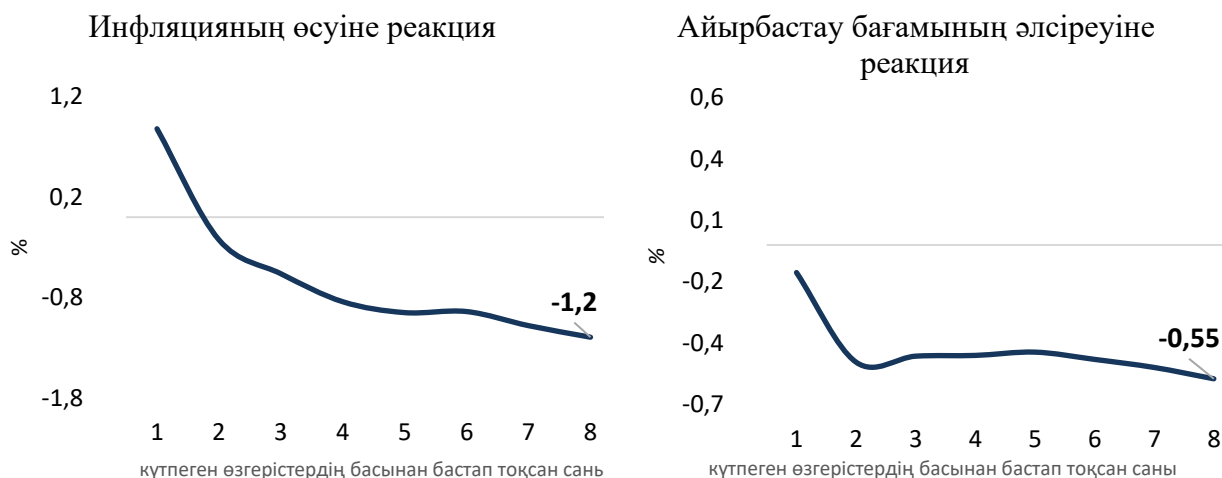


Дереккөзі: авторлар жасаған

Бюджеттің мұнайға жатпайтын тапшылығы. Фискалдық позицияны талдау үшін мұнай-газ кірістері мен трансферттер ескерілмеген көрсеткіш пайдаланылады. Жалпы тапшылықпен салыстырғанда ол салық-бюджет саясатының ішкі күтпеген өзгерістерге реакциясын жақсы білдіреді. Импульстік әсерлерге сәйкес (6-сурет) 1 пайыздық тармақ мөлшеріндегі инфляциялық күтпеген өзгеріс жыл ішінде шамамен 0,9% және 2 жыл ішінде шамамен 1,2% мұнайға жатпайтын сальдоның төмендеуімен қатар жүреді. Қабылданған трансформация шеңберінде бұл бюджеттің мұнайға жатпайтын сальдосының төмендеуі/нашарлауы, яғни күтпеген өзгеріссіз траекторияға қатысты тапшылықтың ұлғаюы немесе профициттің төмендеуі ретінде түсіндіріледі. Бағамға қатысты күтпеген өзгеріс осыған ұқсас нәтижеге әкеледі. Мәселен, бюджеттің мұнайға жатпайтын индексі жылдық аралықта шамамен 0,45% және ұлттық валютаның күтпеген жерден әлсіреуіне жауап ретінде екі жылдық аралықта шамамен 0,55% азаяды. Мұндай динамика бюджет кірісіне әлсіреудің теріс әсерімен және импорттық позицияларды қоса алғанда, шығыс бойынша міндеттемелердің өсуімен үйлеседі.

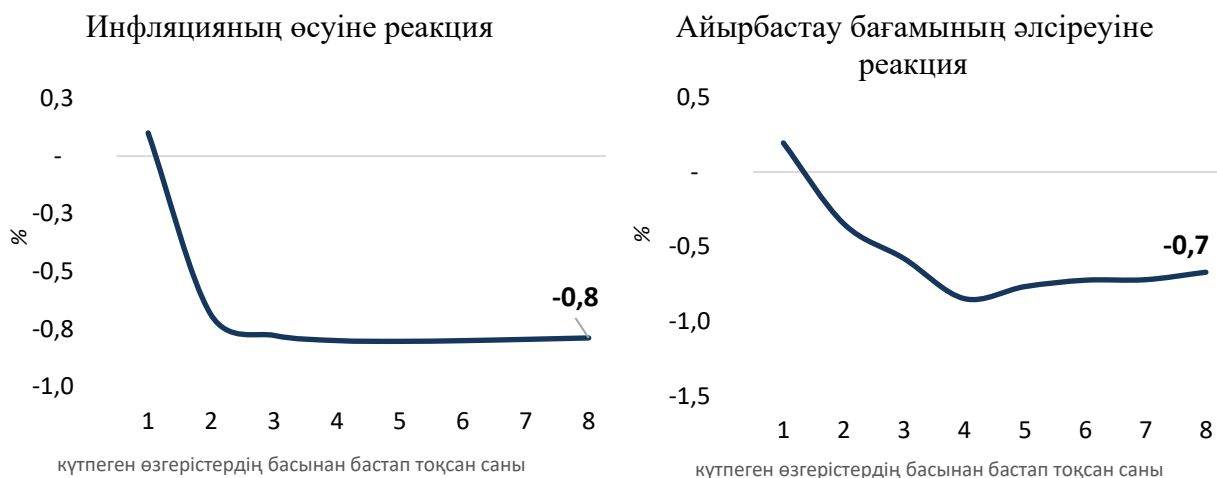
Бастапқы сальдо. Бұл көрсеткіш борышқа қызмет көрсетуге арналған шығысты алып тастайды, сондықтан фискалдық саясаттың экономикалық белсенділікке ықпалының неғұрлым толыққанды индикаторы болып табылады. Модельдің бағалауы бойынша (7-сурет) инфляциялық күтпеген өзгеріс жыл ішінде бастапқы баланс индексінің шамамен 0,8% және екі жыл ішінде шамамен 0,79% азаюына алып келеді. Бұл екі аралықта де бастапқы сальдоның нашарлауын білдіреді. Айырбастау бағамының әлсіреуі неғұрлым айқын теріс реакция береді. Бастапқы теңгерім индексі бірінші жылдың соңына қарай шамамен 0,84% және екі жылға қарай шамамен 0,7% төмендейді. Мұндай нәтиже импорттық сатып алудың теңгемен қымбаттауымен (шығыстың өсуімен) келісіледі.

6-сурет

Бюджеттің мұнайға жатпайтын тапшылығының инфляцияның 1 пайыздық тамаққа өсуіне және айырбастау бағамының 1% әлсіреуіне импульстік әсері

Дереккөзі: авторлар жасаған

7-сурет

Инфляцияның 1 пайыздық тармаққа өсуіне және айырбастау бағамының 1% әлсіреуіне бастапқы сальдоның импульстік әсері

Дереккөзі: авторлар жасаған

Сыртқы борыш. Сыртқы қарыз үшін негізгі драйвер ұлттық валютаның АҚШ долларына шаққандағы айырбастау бағамы болып табылады. Айырбастау бағамының күтпеген жерден өзгеруі (8-сурет) теңгелік көріністегі сыртқы міндеттемелер шамасының едәуір өсуін тудырады. Импульстік реакцияға сәйкес айырбастау бағамының бір пайыздық күтпеген өзгерісіне жауап ретінде бірінші жыл ішінде шамамен 1,8%-ға және екі жыл ішінде шамамен 2%-ға ұлғаюы байқалады. Бұл борыштың валюталық құрамдас бөлігін қайта бағалаудың тікелей әсері. Әсердің негізгі арнасы айырбас бағамы арқылы өтетіндіктен таза инфляциялық күтпеген өзгеріске реакция жеке бағаланбады.

8-сурет

**Айырбастау бағамының 1 п.т. күтпеген өзгерісіне сыртқы борыштың
импульстік жауаптары**

Дереккөзі: авторлар жасаған

Қорыта келгенде нәтижелер бағалық және валюталық импульстерді фискалдық көрсеткіштерге берудің әртүрлі тетігін көрсетеді. Инфляциялық күтпеген өзгеріс шығысдың қалыпты, бірақ тұрақты өсуі кезінде кірістің номиналды өсуін қалыптастырады. Алайда бастапқы сальдо мен бюджет тапшылығы күтпеген өзгеріс болмаған кездегіге қарағанда жыл бойы нашар болып, екі жылдық аралықта нашарлауды сақтап отыр. Бағамдық күтпеген өзгеріс бюджет кірісіне қолдау көрсетпейді және сонымен бір мезгілде индекстелетін шығыс, импорттық сатып алулардағы теңгенің өсуі, сыртқы міндеттемелерді қайта бағалау арқылы шығысдың өсуіне қысымды күшейтеді, оның нәтижесінде ұлттық валютадағы борыштық жүктеменің бір мезгілде өсуі кезінде бюджеттің мұнайға жатпайтын сальдосының, жалпы бюджеттің бастапқы сальдосының нашарлау жағдайы да тіркеледі.

Осылайша, модельдің бағалауы бойынша инфляцияның өсуі мен айырбастау бағамының әлсіреуі жай-күйді жақсартпайды, керісінше фискалдық көрсеткіштерді нашарлатып, мемлекеттік қаржының жай-күйін төмендетеді. Бұл инфляцияның орташа-төмен деңгейі, сондай-ақ өзгермейтін немесе неғұрлым мықты айырбастау бағамы мемлекеттік қаржы жай-күйінің жақсаруына алып келетінін білдіреді.

5. Қорытынды

Жүргізілген талдау нәтижелері инфляция мен айырбастау бағамының әлсіреуі Қазақстанның фискалдық көрсеткіштеріне елеулі және басым түрде теріс әсер ететінін растайды. Бюджет кірісінің өсуі түріндегі қысқа мерзімді номиналды пайдаларға қарамастан, инфляциялық процестер шығысдың ұлғаюына және бастапқы теңгерімнің нашарлауына алып келеді. Ұлттық валютаның әлсіреуіне күтпеген өзгеріс, өз кезегінде, валюталық міндеттемелер мен импорттық сатып алуларға қызмет көрсету құнын арттыра отырып борыштық жүктемені күшейтеді, бұл ретте кірістің өтемдік өсуін қамтамасыз етпейді.

Эмпирикалық нәтижелер төмен және тұрақты инфляция, сондай-ақ айырбастау бағамының неғұрлым теңгерімді динамикасы фискалдық тұрақтылықты жақсартуға ықпал ететінін көрсетеді. Алынған нәтижелер тек орталық банк үшін емес, сондай-ақ фискалдық саясат үшін де біркелкі төмен инфляцияға қол жеткізудің маңыздылығын көрсетеді. Ұзақ мерзімді перспективада осы екі көрсеткіштің теңгерімді үйлесімі мемлекеттік қаржының орнықтылығын нығайтуға және Қазақстанның макроэкономикалық осалдығын төмендетуге ықпал етеді.

Болашақта жасалатын зерттеулерге бағыт ретінде инфляцияның және айырбастау бағамының елдің фискалдық параметрлеріне ықпалын толығырақ зерттеуді бөліп көрсетуге болады.

Әдебиет

1. Acosta-Ormaechea, S. (2020). Public Debt Dynamics and Intra-Year Exchange Rate Fluctuations (IMF Working Paper No. 20/261). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781513561585.001>
2. Behar, A., & Fouejieu, A. (2016). External Adjustment in Oil Exporters: The Role of Fiscal Policy and the Exchange Rate (IMF Working Paper No. 16/107). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781484379929.001>
3. Beer, S., Griffiths, M., & Klemm, A. (2023). Tax Distortions from Inflation: What Are They? How to Deal with Them? (IMF Working Paper No. 23/18). International Monetary Fund.
4. Carrière-Swallow, Y., Gruss, B., Magud, N. E., & Valencia, F. (2021). Monetary Policy Credibility and Exchange Rate Pass-Through. *International Journal of Central Banking*, 17(3), 61–94.
5. Fisera, B., Workie Tiruneh, M., & Hojdan, D. (2021). Currency Depreciations in Emerging Economies: A Blessing or a Curse for External Debt Management? IES Working Paper 2021/06, Charles University (published version: *International Economics*, 2021).
6. García-Macia, D. (2023). The Effects of Inflation on Public Finances (IMF Working Paper No. 23/93). International Monetary Fund.
7. García-Miralles, E., & Balladares, S. (2024). Fiscal Drag: The Heterogeneous Impact of Inflation on Personal Income Tax Revenue (Banco de España Occasional Paper No. 2422). Banco de España.
8. Gurara, D., Kpodar, K. R., Presbitero, A. F., & Tessema, D. (2020). On the Capacity to Absorb Public Investment: How Much Is Too Much? (IMF Working Paper No. 20/48). International Monetary Fund. (Published subsequently in *World Development*, 145, 105525.)
9. International Monetary Fund. (2023, April). Fiscal Monitor: Chapter 2 – Inflation and Disinflation: What Role for Fiscal Policy? International Monetary Fund.
10. International Monetary Fund. (2022, December 14). Republic of Kazakhstan: 2022 Article IV Consultation—Press Release; Staff Report; and Statement by the Executive Director for the Republic of Kazakhstan (IMF Country Report No. 22/367). International Monetary Fund.
11. International Monetary Fund. (2024, February 7). Republic of Kazakhstan: 2023 Article IV Consultation—Press Release; Staff Report; and Statement by the Executive Director for the Republic of Kazakhstan (IMF Country Report No. 24/46). International Monetary Fund.
12. International Monetary Fund. (2025, January 31). Republic of Kazakhstan: 2024 Article IV Consultation—Press Release; and Staff Report (IMF Country Report No. 25/30). International Monetary Fund.
13. Lama, R., & Medina, J. P. (2012). Is Exchange Rate Stabilization an Appropriate Cure for the Dutch Disease? *International Journal of Central Banking*, 8(1), 5–46. (Earlier version: IMF Working Paper No. 10/182.)
14. Reisen, H. (1990). Interaction Between the Exchange Rate and the Public Budget. In V. Tanzi (Ed.), *Fiscal Policy in Open Developing Economies* (pp. 74–84). International Monetary Fund. (ISBN 978-1-55775-171-3).
15. Tanzi, V. (1977). Inflation, Lags in Collection, and the Real Value of Tax Revenue. *IMF Staff Papers*, 24(1), 154–167.
16. Tkačevs, O., & Staehr, K. (2025). The Effects of Macroeconomic and Budget Balance Shocks on Public Debt Trajectories in the Euro Area (Latvijas Banka Working Paper No. 8/2025). ISBN 978-9934-578-80-9.

17. Жакупова, М., & Ханетова, А. (2023). Қазақстанның фискалдық саясатының параметрлері (Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің жұмыс материалдары, № 2023/9). Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі.
18. Тулеуов, О., Жузбаев, А., & Багжанов, Б. (2021). Қазақстандағы баға тұрақтылығындағы фискалдық саясаттың рөлі: эмпирикалық бағалау және макроэкономикалық теңгерім тетігі (Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің жұмыс материалдары, № 2021/3). Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі.
19. Тұрабай, Б., Үскенбаев, А., Мұратов, Ж., Алмағамбетова, М., & Оспанов, Н. (2023). Тауарлар импорты арнасы арқылы Қазақстанның төлем балансының ағымдағы шотына мемлекеттік шығысдың әсері (Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің жұмыс материалдары, № 2023/5). Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі.
20. Robert F. Engle, C. W. J. Granger, «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica*, Vol. 55, No. 2. (Mar., 1987), 251-276

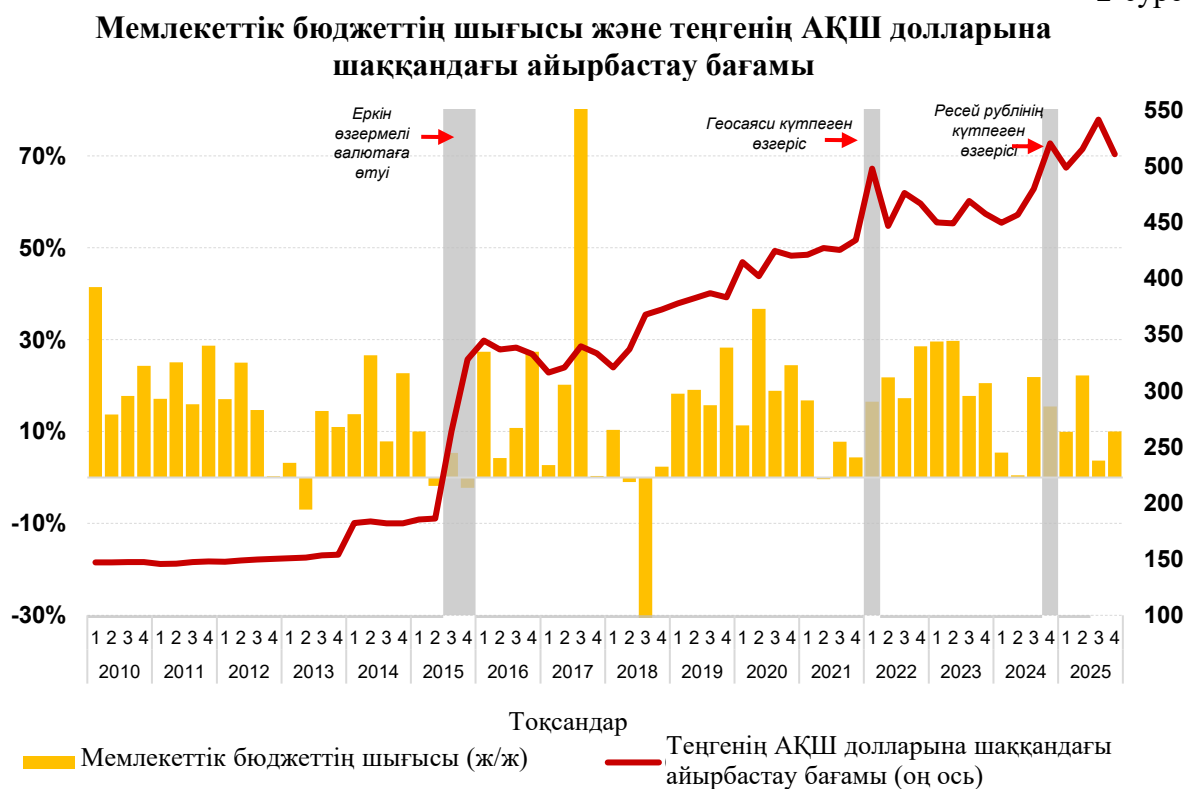
Қосымша

1-сурет



Дереккөзі: ҚР ҰБ, ҚР Қаржымині, авторлардың есептеуі

2-сурет



Дереккөзі: ҚР ҰБ, ҚР Қаржымині, авторлардың есептеуі

3-сурет

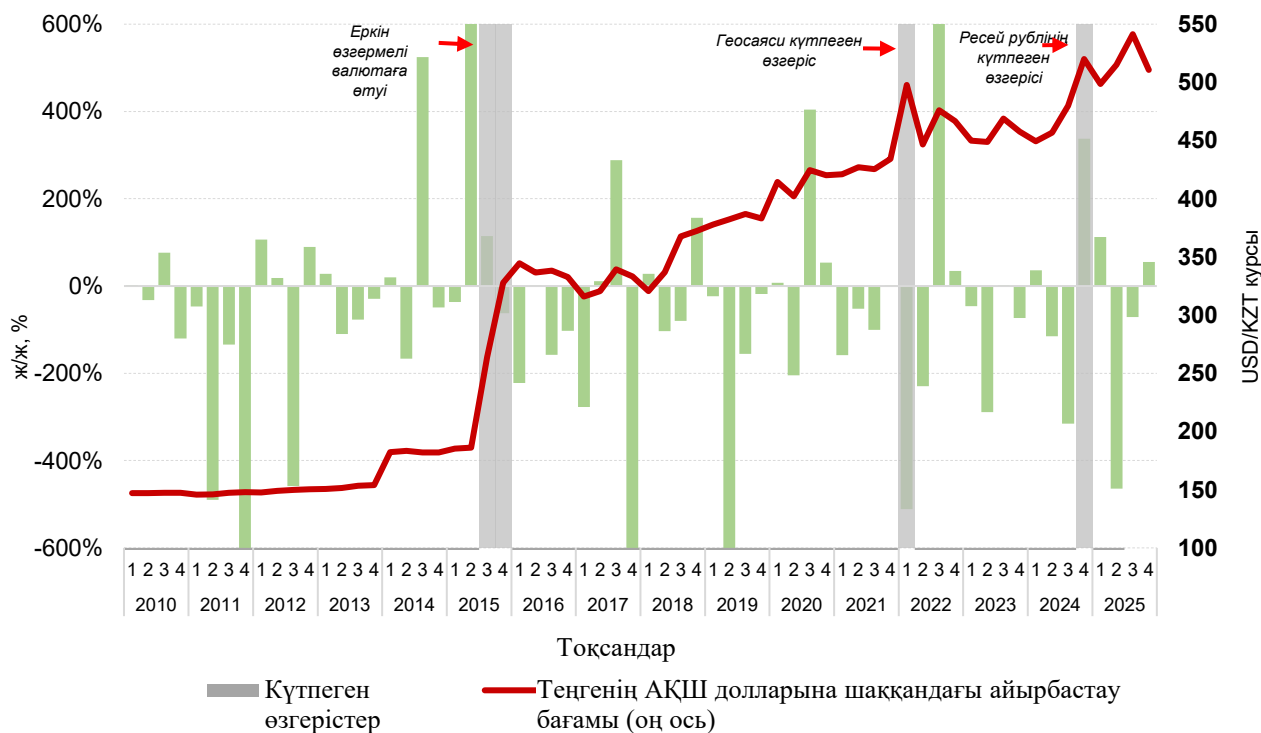
Мұнайға жатпайтын тапшылық және теңгенің АҚШ долларына шаққандағы айырбастау бағамы



Дереккөзі: ҚР ҰБ, ҚР Қаржымині, авторлардың есептеуі

4-сурет

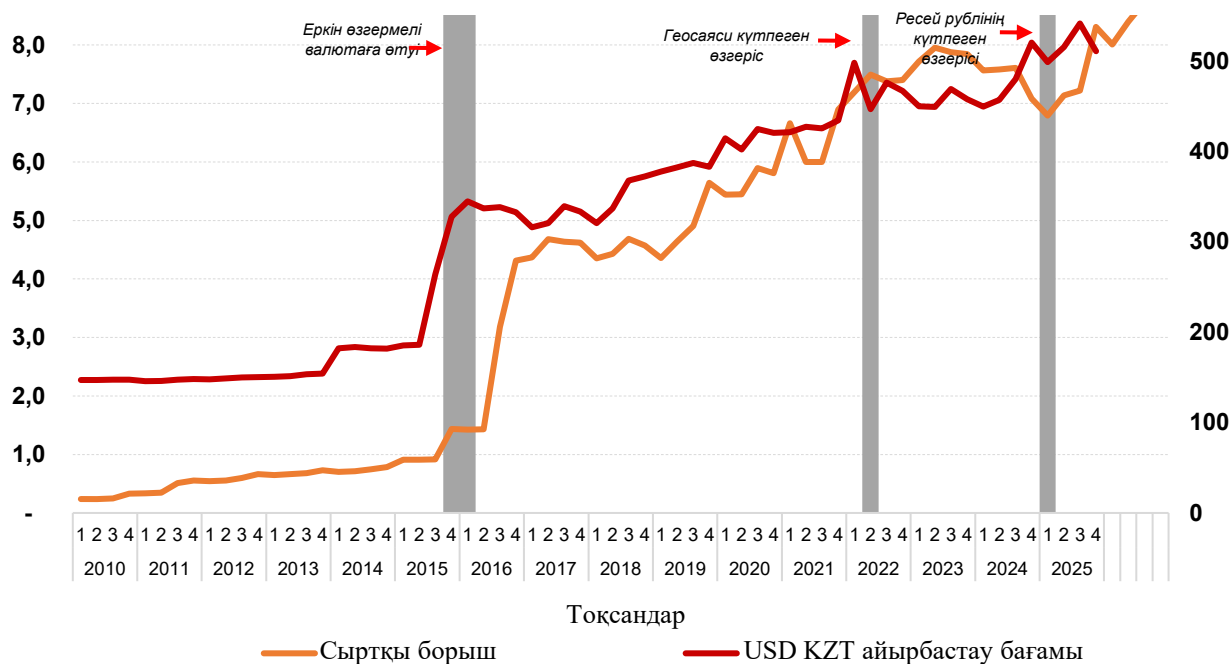
Мемлекеттік бюджеттің бастапқы сальдосы және теңгенің АҚШ долларына шаққандағы айырбастау бағамы



Дереккөзі: ҚР ҰБ, ҚР Қаржымині, авторлардың есептеуі

5-сурет

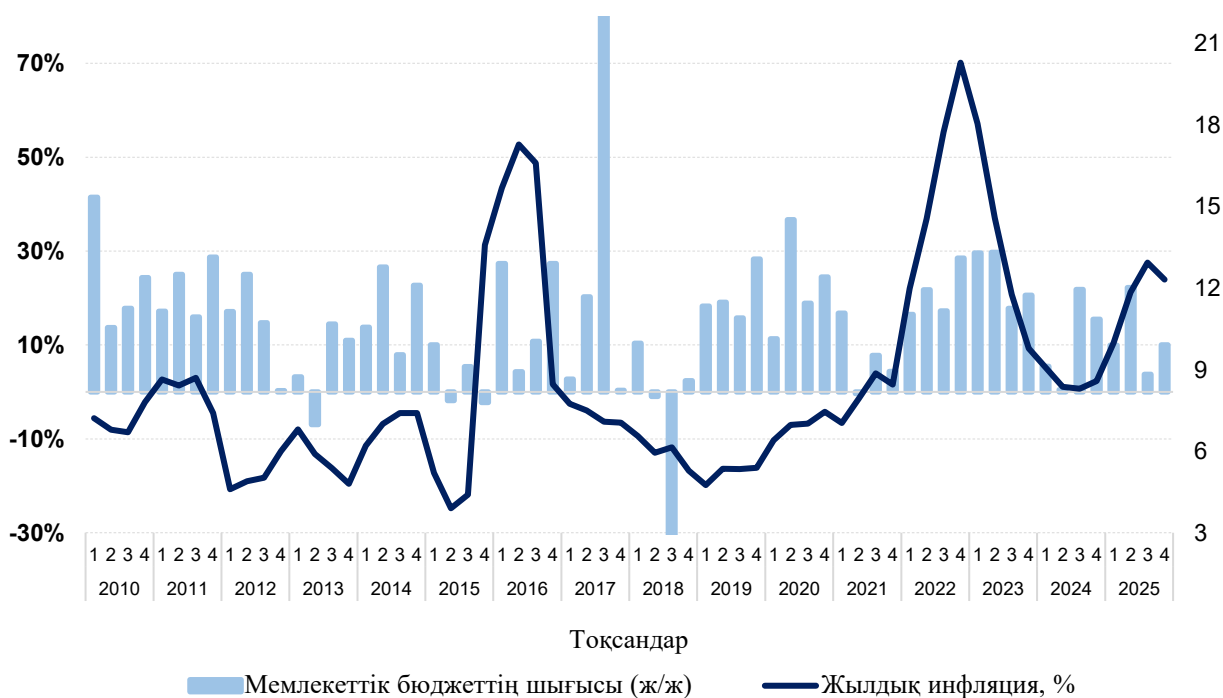
Сыртқы борыштың және теңгенің АҚШ долларына шаққандағы айырбастау бағамының динамикасы



Дереккөзі: ҚР ҰБ, ҚР Қаржымині, авторлардың есептеуі

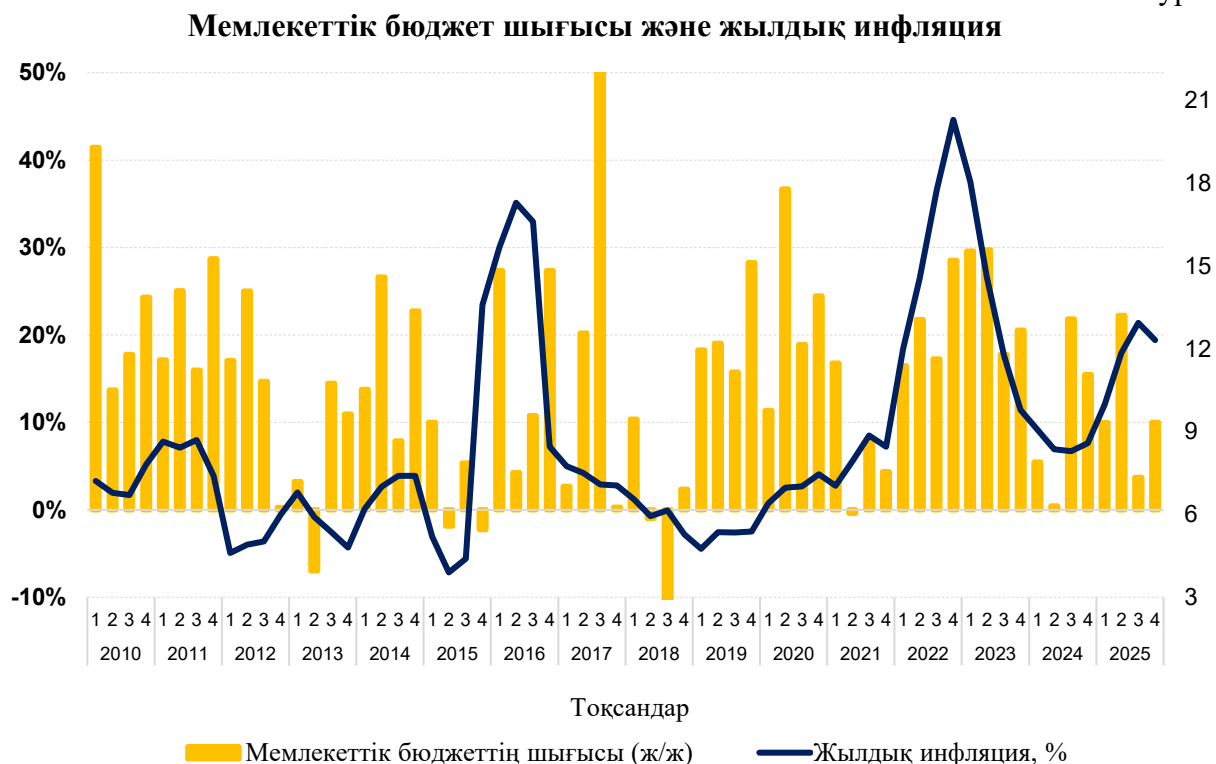
6-сурет

Мемлекеттік бюджеттің кірісі (трансферттерсіз) және жылдық инфляция



Дереккөзі: ҚР ҰБ, ҚР Қаржымині, авторлардың есептеуі

7-сурет



8-сурет



9-сурет



Проциклдік фискалдық саясаттың құрылымдық салдары: мемлекеттік борышты инфляциялық қаржыландыру

А. Мухтарұлы, «Қолданбалы экономиканы зерттеу орталығы (Applied Economics Research Centre)» ЖШС Қолданбалы зерттеулер департаменті, a.mukhtaruly@aerc.org.kz

Ж. Айғазин, «Қолданбалы экономиканы зерттеу орталығы (Applied Economics Research Centre)» ЖШС, aiغازin@aerc.org.kz

Мақалада Қазақстандағы мемлекеттік борышты «өзін-өзі қаржыландыру» тетіктері – салық базасы мен инфляциялық арнаның эндогендік өсуі есебінен бастапқы фискалдық импульсті өтеу зерттеледі. Қазақстан экономикасына өлшемделген жаңа кейнсиандық DSGE-моделі негізінде әрбір арнаның үлесіне сандық бағалау жүргізілді. Модельдеу нәтижелері салық салынатын база арнасының басым рөлін көрсетеді. Инфляциялық арнаның үлесі Филлипс қисығының төмендеуімен айқындалады. Дискрециялық фискалдық түзету болмаған кезде өзін-өзі қаржыландыру үлесі асимптотикалық түрде 100%-ға ұмтылады. Жұмыс мұнай рентасын пайдалануға қолданыстағы шектеулер жағдайында орнықты бюджеттік теңгерімсіздіктердің жинақталуын болдырмау үшін бюджет қағидаларының контрциклдік дизайнын жетілдіру қажеттігін атап көрсетеді.

Негізгі сөздер: мемлекеттік борыш, «өзін-өзі қаржыландыру», инфляция, салық базасы, фискалдық импульс.

JEL-жіктеу: E31, E62, H63.

1. Кіріспе

Қазақстанда мемлекеттік борыш көлемі тарихи тұрғыдан салыстырмалы түрде төмен деңгейде сақталып отыр. Мәселен, 2025 жылдың соңына қарай мемлекеттік борыштың (мемлекет кепілдік берген борышты және Үкімет кепілдемелері бойынша борышты қоса алғанда) ЖІӨ-ге қатынасы 24,3%-ды құрады. Мұндай төмен көрсеткіш, басқалармен қатар, Қазақстан Республикасының Ұлттық қорынан (ҚРҰҚ) республикалық бюджетке трансферттер түрінде мұнай рентасын пайдалану есебінен қамтамасыз етілді, бұл бюджет тапшылығының мөлшерін тежеді. Бұл ретте, 2-бөлімде көрсетілгендей, Қазақстан үшін шығарылымның оң үзілісі кезеңдерінде басым болған проциклдік фискалдық саясат тән болды.

2026 жылдан бастап фискалдық реформа мемлекеттік қаржыға және орта мерзімді кезеңде макроэкономикалық тұрақтылықты сақтауға жаңа жағдайлар қалыптастырады. Реформа, бір жағынан, ҚРҰҚ-тан трансферттер бөлу қағидаларын қатаңдатты (2-бөлімді қараңыз), ал екінші жағынан, ол бюджет шығысының проциклділігі проблемасын өзекті ете отырып, контрциклдік режимге автоматты түрде көшуге кепілдік бермейді. Мұндай жағдайлар орнықты бюджеттік теңгерімсіздіктер қалыптасу үшін алғышарттар жасайды, бұл перспективада мемлекеттік борыштың өсуіне әсер етуі мүмкін.

Қалыптасқан жағдайда өсіп келе жатқан мемлекеттік борышты қаржыландыру көздері мәселесі өзекті болып отыр. Жаңа Бюджет кодексі мұнай рентасын пайдалануды шектейтіндіктен, ал күшіне енген Салық кодексі салық жүктемесін арттыруды іске асырғандықтан, секвестрлеу болмаған кезде қарызды жабудың екі тетігі ғана: экономиканы кеңейту және инфляцияны жеделдету есебінен салық түсімдерін ұлғайту қалады. Екі арна да эндогендік макроэкономикалық динамика есебінен жұмыс істейтіндіктен және фискалдық билік тарапынан тікелей дискрециялық түзетуді талап етпейтіндіктен, осы жұмыс шеңберінде олар мемлекеттік борышты «өзін-өзі қаржыландыру» тетіктері ретінде айқындалады.

Осы жұмыстағы борышты «өзін-өзі қаржыландыру» үлесін сандық бағалау үшін DSGE-моделін құру ұсынылады. Angeletos, Lian and Wolf (2024) жұмысы әдіснамалық негіз болады, ал параметрлерді реттеу Қазақстан экономикасының ерекшелігін ескере отырып жүргізілді. Инфляция есебінен «өзін-өзі қаржыландыру» үлесін бағалауға әсер ететін неғұрлым маңызды және сәйкестендіру үшін қиын параметрлердің бірі Филлипс қисығының к-төмендеуі болып табылады. к параметрін қатаң эконометрикалық бағалау осы зерттеу шеңберінен шығарылған және жеке зерделеуді талап етеді.

Нәтижелер көрсеткендей, Филлипстің тік қисығы кезінде «өзін-өзі қаржыландырудың» негізгі көзі салық базасын кеңейту болады. Дегенмен, инфляциялық арна да фискалдық түзету ағынының ұлғаюына қарай өсетін елеулі оң үлес қосады. Мәселен, егер фискалдық түзету мемлекеттік шығыстың күйзелісінен кейін 4 тоқсанға кейінге қалдырылса, «өзін-өзі қаржыландырудың» жалпы үлесі 29,0%-ды құрайды, оның 7,1 пайыздық тармағы (п.т.) инфляция есебінен қамтамасыз етіледі. 12 тоқсаннан кейін тиісті мәндер 45,2%-ға дейін және 13,2 п.т., ал 16 тоқсаннан кейін 54,8%-ға дейін және 16,8 п.т. ұлғаяды. Фискалдық түзетуді кейінге қалдыру кезінде «өзін-өзі қаржыландырудың» жиынтық үлесі асимптотикалық түрде 100%-ға, ал инфляция үлесі 33,75%-ға ұмтылады.

Филлипстің неғұрлым қисық қисығы бар модельді құру салық базасын кеңейтудің үлесін өзгеріссіз қалдыра отырып, инфляция үлесі төмендеуіне алып келеді. 16-тоқсандық түзету лағы кезінде инфляциялық қаржыландыру күтпеген өзгерістің 4,7%-ын ғана жабады. Асимптотикалық тұрғыдан алғанда «өзін-өзі қаржыландырудың» жалпы үлесі де 100%-ға жақындайды, ал инфляция үлесі 11,74%-ға дейін төмендейді.

Алынған нәтижелер Қазақстанда бюджеттік орнықтылықты дамытудың ықтимал траекториясын көрсетеді. Қолданыстағы бюджет қағидасы проциклдық фискалдық саясатты сақтаумен бірге мемлекеттік борыштың өсуі үшін жағдайлар қалыптастырады. Мемлекеттік борыштың өсуі, бір жағынан, экономиканы ынталандыруға және салық базасын кеңейту есебінен кейіннен «өзін-өзі қаржыландыруға» әкелуі мүмкін (бұл әсердің ауқымы мемлекеттік шығыстың мультипликаторына байланысты). Екінші жағынан, фискалдық импульс бағаның күтпеген өсуіне ауысады, осылайша инфляция борышты «қоса қаржыландыру» құралы болып табылады.

Мемлекеттік борыштың ағымдағы төмен деңгейі Қазақстанның бюджеттік тұрақтылығы үшін бір сәттік тәуекелдер тудырмаса да, орта мерзімді перспективада бюджеттік қағидалардың контрциклділігіне одан әрі қарай қозғалу басым міндет болып табылады. Олай болмаған жағдайда мемлекеттік борыштың динамикасы «өзін-өзі қаржыландырудың» проинфляциялық тәсіліне ішінара сүйенетін жеделдеу сипатында болады.

2-бөлімде 2011 жылдан бастап Қазақстанның фискалдық саясатының ретроспективті талдауы қамтылған, әдебиетке шолу 3-бөлімде берілген. 4-бөлімде DSGE-модель және оны реттеу сипатталады, 5-бөлімде борышты «өзін-өзі қаржыландыру» арналарының үлесін бағалау нәтижелері, 6-бөлімде – қорытынды келтірілген.

2. Қазақстанның институционалдық ортасы мен фискалдық саясаты

Ресурстық экономикада бюджет қағидасы макроэкономикалық тұрақтылықты қамтамасыз етудің маңызды элементі болып табылады. Бір жағынан, олар ресурстық рентаны болашақ ұрпақ үшін ағымдағы тұтыну мен шоғырландыру арасында бөлу пропорциясын айқындай отырып, оны басқару тәртібін қалыптастырады. Екінші жағынан, бюджеттік қағидалар фискалдық саясаттың циклдік сипатын белгілейді және тиісті институционалдық дизайн кезінде қолайлы экономикалық конъюнктура кезеңдерінде мемлекеттік шығысты шамадан тыс кеңейту үшін кедергі болады.

Қазақстанда бюджет қағидасы түрлі тұжырымдамалар аясында Президенттің жарлықтарымен бекітілді. Тек 2025 жылы ғана бұл нормалар Бюджет кодексінде бекіту арқылы ресімделді, бұл оларды сақтау міндеттілігін айтарлықтай күшейтті.

Бұл ретте Қазақстанда бюджет қағидасы жиі өзгеріске ұшырады. 2001 жылдан бастап бір-бірінен мүлде өзгеше бес түрлі қағидалар қабылданды (1-сурет).

1-сурет

Қазақстанда бюджет қағидасының трансформациясы



Дереккөзі: авторлардың схемасы

№ 1 бюджет қағидасы. Қазақстандағы бірінші бюджет қағидасы «Қазақстан Республикасы Ұлттық қорының жұмыс істеуі мәселелері бойынша кейбір заңнамалық актілерге өзгерістер мен толықтырулар енгізу туралы» Қазақстан Республикасы Президентінің 2001 жылғы 29 қаңтардағы Жарлығымен қабылданды. Ол ең төменгі бағаның тетігіне негізделді, оған қарай мұнай секторы ұйымдарынан бюджетке түсетін салық түсімдерінің жоспарланған көлемі бекітілді. Нақты түсімдер бекітілген мәндерден асып түскен кезде айырмасы ҚРҰҚ-қа, ал толық орындалмаған кезде қаражат ҚРҰҚ-тан республикалық бюджетке бөлінді.

Басты ерекшелігі – барлық кіріс бастапқыда республикалық бюджетте шоғырландырылды, ал ҚРҰҚ-қа трансферт жоспарлы көрсеткіштер орындалғаннан кейін қалдық қағидаты бойынша жүзеге асырылды.

№ 2 бюджет қағидасы. 2005 жылы Қазақстан Республикасы Президентінің Жарлығымен ҚРҰҚ қаражатын қалыптастырудың және пайдаланудың орта мерзімді перспективаға арналған тұжырымдамасы қабылданды. Осы бюджет қағидасы шеңберінде қаражатты есепке алу тәртібі өзгертілді: мұнай кірісі ҚРҰҚ-қа тікелей түсе бастады, ал бюджет тек бюджеттік даму бағдарламаларын қаржыландыру үшін пайдаланылуы мүмкін кепілденді трансферт алды.

Кепілді трансферт тұрақты сомаға өткен кезеңдегі Ұлттық қор активтерінің бір бөлігін қосу ретінде айқындалды. Осы трансферттің көлемі республикалық бюджетке берілетін трансферттің кепілдік берілген ең төменгі деңгейін қамтамасыз ететін және белгілі бір кезеңдегі бюджеттік даму бағдарламаларына жұмсалатын шығынның орташа көлеміне қарай айқындалған тұрақты шамаға, сондай-ақ белгілі бір кезеңдегі инвестициялық кірістің орташа деңгейіне сәйкес келетін b коэффициентіне байланысты болды. Бұл ретте кепілді трансферттің шамасы ҚРҰҚ активтерінің үштен бір бөлігінен аспауға тиіс. Мемлекеттік қарыз алуға бес жылдағы ЖІӨ-нің орташа мәнінің 1%-ы мөлшерінде лимит енгізілді.

№ 3 бюджет қағидасы. Кезекті бюджет қағидасы Қазақстан Республикасы Президентінің 2010 жылғы 2 сәуірдегі Жарлығымен қабылданды. Бұл жолы кепілді трансферт сомасы 8 млрд АҚШ доллары деңгейінде қатаң белгіленді, бұл бюджетті айырбастау бағамының құбылмалылығына тәцелді етті. Бір мезгілде ҚРҰҚ активтерін кредиттеу, нысаналы трансферттер бөлу, қазақстандық бағалы қағаздарды сатып алу үшін және міндеттемелерді орындауды қамтамасыз ету үшін пайдалануға тыйым салу енгізілді, ал қор қаражатының төмендетілмейтін қалдығы ЖІӨ-ге қатысты 30% деңгейінде тіркелді.

№ 4 бюджет қағидасы. 2016 жылғы 8 желтоқсанда Президенттің Жарлығымен Қазақстан Республикасы Ұлттық қорының қаражатын қалыптастыру және пайдалану тұжырымдамасы қабылданды. Трансферттің шамасын түзету мүмкіндігімен республикалық бюджет туралы заңмен айқындауға көшу болды. Осылайша, трансферт көлемі дискрециялық түрде белгілене бастады. Қаражатты пайдалану бағыттары кеңейтілді: Президенттің тапсырмасы бойынша ұлттық ауқымдағы дағдарысқа қарсы және әлеуметтік маңызы бар, көбінесе өзін-өзі ақтамайтын жобаларға нысаналы трансферттер бөлу мүмкін болды. Алайда, бұл ретте қазақстандық бағалы қағаздарды сатып алуға, кредиттеуге, екінші деңгейдегі банктерді қорландыруға және активтерді міндеттемелердің орындалуын қамтамасыз ету ретінде пайдалануға тыйым салу сақталды.

№ 5 бюджет қағидасы. Қолданыстағы бюджет қағидасы алдымен 2022 жылғы 10 қыркүйектегі Қазақстан Республикасының мемлекеттік қаржысын басқарудың 2030 жылға дейінгі тұжырымдамасында тұжырымдалды, ал кейіннен 2025 жылғы 15 наурыздағы Қазақстан Республикасының Бюджет кодексінде бекітілді. Қағидада кепілдендірілген трансферттің көлемі кесімді бағасы кезінде есептелген мұнай секторынан ҚРҰҚ-ға түсетін болжамды түсімдерден аспайтыны белгілене отырып, кесімді баға тетігіне қайтып оралды.

Бұл ретте мұнай өндіру көлемі назарға алынбаған 2001-2005 жылдардың бюджет қағидасын қолдану тәжірибесі ескерілді. Жаңа қағидада бұл олқылықтар жойылып, мұнай өндіру шегі жылына 90,5 млн тоннаға артқан кезде кесімді бағасын пропорционалды түрде төмендету көзделген.

Сонымен қатар қағидада инфляция бойынша нысанаға ұлғайтылған ұзақ мерзімді экономикалық өсу (алдыңғы 10 жылдағы нақты ЖІӨ-нің орташа өсуі) деңгейінде республикалық бюджет шығысының өсу қарқыны шектелді. Қағидада: 1) экономикалық өсудің болмауына және бюджет кірісінің төмендеуіне, бюджет кірісімен жабылмайтын мемлекет міндеттемелерінің және бюджет шығысының өсуіне әкеп соқтырған дағдарыс жағдайларында; 2) Қазақстан Республикасындағы төтенше немесе соғыс жағдайларында бюджет қағидасынан ауытқуы мүмкін жағдайлар қамтылған.

ҚРҰҚ жеке және заңды тұлғаларды кредиттеуде, қазақстандық эмитенттердің ішкі қаржы құралдарын сатып алуда және республикалық бюджеттің ағымдағы шығысын нысаналы трансферттер түрінде қаржыландыруда шектелген. Алайда, Ұлттық әл-ауқат қоры мен ұлттық басқарушы холдингтің жалпы елдік маңызы бар жобаларды іске асыру үшін эмиссияланатын борыштық қағаздарына қолданылмайды. Мұндай жобаларды ҚРҰҚ-ны басқару жөніндегі кеңес қарауы керек.

Осылайша, Қазақстанның қолданыстағы бюджет қағидасы Бюджет кодексінде бекітілуі есебінен заңдық күшінде нығайтыла отырып, институционалдық тұрғыда дамытылды. Сонымен қатар қағиданың негізіне алынған кесімді баға тетігі № 1 бюджет қағидасының логикасына қайта оралуды білдіреді, ол кезінде мұнай рентасын тұтыну мен жинақтау арасында бөлудің дискрециялық тәртібімен алмастырылған болатын. Қағида дизайнының толық цикл жасап, бастапқы нұсқаға қайта оралу фактісі даму траекториясының қайталану тәуекелін туындатады: қатаң шектеулер жағдайында трансферттерді анықтаудың мейлінше дискрециялық құралдарының пайдасына автоматты тетіктерден бас тартуға әкелуі мүмкін.

Қолданыстағы бюджет қағидасы ресурстық экономиканың институционалдық ортасының элементі ретінде екі жақты өзгеріске әкеледі. Бір жағынан, ол ҚРҰҚ-дан кепілдендірілген трансфертке айтарлықтай қатаң шектеу енгізеді. Бұл шектеу нақты сандық жағынан байқалады: егер 2024 және 2025 жылдары трансферттердің сомасы тиісінше 5,60 және 5,25 трлн теңгені құраса, 2026 жылы олардың көлемі 2,77 трлн теңгеге дейін қысқарды.

Екінші жағынан, жаңа бюджет қағидасы фискалдық саясаттың контрциклділігіне кепілдік бермейді, өйткені шығыс лимиті экономикалық циклдің ағымдағы кезеңіне емес, тарихи орташа өсу қарқынына байланысты. Бұл ретте ретроспективті талдау Қазақстанда дәстүрлі түрде проциклдік фискалдық саясат басым болғанын көрсетеді. Бюджет қағидасын институционалдық инерция тұрғысынан жиі өзгертудің тарихи қалыптасқан практикасымен бірге саясаттың проциклділігіне бейімділік фискалдық саясат проциклділігінің сақталу тәуекелін күшейтеді.

Нәтижесінде мұнай рентасын пайдалануға қатаң шектеулердің фискалдық саясаттың проциклдік сипатымен үйлесуі орнықты бюджеттік теңгерімсіздіктің қалыптасуы үшін алғышарттар жасайды. Егер бұрын бұл теңгерімсіздік ҚРҰҚ трансферттері есебінен өтелген болса, қазіргі мұнай рентасын пайдалануға шектеулер кезінде теңгерімсіздік мемлекеттік борыштың өсуіне трансляцияланатын болады.

Уақытаралық бюджеттік шектеуді сақтау үшін өсіп келе жатқан борыш салық жүктемесін арттыру, шығысты секвестрлеу, мұнай рентасын ағымдағы тұтыну пайдасына көбірек бөлу арқылы, жедел экономикалық өсу және міндеттемелердің нақты құнын төмендететін инфляцияның күтпеген көтерілуі есебінен салық базасын өсіру арқылы қаржыландырылуы мүмкін. Қазақстан жағдайында 2025 жылдан басталған фискалдық шоғырландыруға байланысты қаржыландырудың алғашқы екі тәсілінің ықтималдығы төмен болып көрінеді. Қолданыстағы бюджет қағидасы бұған көрсетілгендей мұнай рентасын пайдалануды шектейді, бұл үшінші тәсілді жоққа шығарады. Демек, өсіп отырған борышқа қызмет көрсетудің соңғы екі тәсілі ғана қалады. Екі арна да эндогендік макроэкономикалық динамика есебінен жұмыс істейтіндіктен және фискалдық билік тарапынан тікелей дискрециялық түзетуді қажет етпейтіндіктен, осы жұмыс шеңберінде олар мемлекеттік борышты «өзін-өзі қаржыландыру» тетіктері ретінде айқындалады.

Бұл мән-жайлар дискрециялық фискалдық түзетудің болмау жағдайында «өзін-өзі қаржыландыру» үлесін сандық тұрғыда бағалау өзектілігін алдын ала айқындайды. Алайда, осы процестерді талдауға көшпес бұрын авторлар Қазақстанның фискалдық саясатының экономикалық цикл кезеңдерімен қалай үйлесетініне жасалған ретроспективті талдауды ұсынады. Бұл проциклдік фискалдық саясаттың басымдығы туралы жоғарыда айтылған тезисті эмпирикалық тұрғыдан нығайтуға мүмкіндік береді.

Қазақстанның фискалдық саясатын ретроспективті талдау. Қазақстандағы фискалдық саясат контрциклдік немесе проциклдік бола ма деген сұраққа жауап беру үшін фискалдық импульс динамикасын экономикалық цикл кезеңдерімен салыстыру қажет. Мұндай тәсіл үкіметтің жедел немесе баяу экономикалық өсу кезеңдерінде ынталандыратын немесе тежейтін саясатты іске асыратынын анықтауға мүмкіндік береді. Төменде ұсынылған талдауда 2011–2025 жылдар аралығындағы кезең бағаланады.

Экономикалық циклдің кезеңдері шығарылымның алшақтығы: нақты ЖІӨ-нің оның әлеуетті мәнінен ауытқуы арқылы анықталады. Шығарылымның оң алшақтығы экономиканың теріс үдеуін көрсетеді, ал теріс алшақтық қуаттардың толық жүктелмейтінін көрсетеді.

Әлеуетті ЖІӨ уақыт қатарларын реттеудің бір өлшемді әдісін білдіретін Ходрик-Прескотт екі жақты фильтрінің (HP-фильтр) көмегімен бағаланды. Қазақстан бойынша есептеу 2005 жылғы тұрақты бағамен көрсетілген ЖІӨ жылдық деректері негізінде орындалды. Фильтр жылдық деректерге қолданылатындықтан λ реттеу параметрінің мәні

100-ге тең деп қабылданған. Іріктеме соңындағы НР-фильтр бағалары тұрақсыздығының классикалық проблемасын барынша азайту үшін есептеуге 2026-2029 жылдарға арналған ЖІӨ болжамды мәндері енгізілген. Focus Economics консенсус-болжамы болжамдар көзі болды (2026 жылғы сәуір), оған сәйкес Қазақстан экономикасының өсуі 2026 жылы 4,7%, 2027 жылы 4,2%, 2028 жылы 4,0% және 2029 жылы 3,7% болады. Шығарылым алшақтығы (OG_t) мынадай формула бойынша анықталды:

$$OG_t = \frac{Y_t - Y_t^p}{Y_t^p}, \quad (1)$$

мұнда:

Y_t^p – t жылғы әлеуетті ЖІӨ;

Y_t – t жылғы нақты ЖІӨ.

Фискалдық серпін жүргізілетін бюджет саясаты сипатының индикаторы болады. Оң серпін (тапшылықтың өсуі немесе профициттің төмендеуі) ынталандыру саясатын айғақтайды. Теріс серпін (тапшылықтың қысқаруы немесе профициттің өсуі) тежеуші саясатты көрсетеді.

Фискалдық серпінді дұрыс бағалау үшін үкіметтің дискрециялық шешімдерін экономикалық конъюнктураның, автоматты тұрақтандырғыштардың және энергия көздеріне әлемдік бағалардың ауытқу әсерінен оқшаулау маңызды. Осы мақсатта Қазақстандағы фискалдық серпінді есептеу мемлекеттік бюджеттің құрылымдық циклді түрде түзетілген бастапқы балансының динамикасы негізінде жүргізілді. Бұл көрсеткіште үш негізгі түзету ескеріледі.

Кіріс пен шығынды циклдік түзету. Бюджеттің жекелеген баптарына экономикалық конъюнктура автоматты түрде әсер етеді, сондықтан оларды мынадай формула бойынша циклдік түзету жүргізілді:

$$X_t^{CA} = X_t \left(\frac{Y_t^p}{Y_t} \right)^{\varepsilon_{G,Y}}, \quad (2)$$

мұнда:

X_t^{CA} – t жылғы мемлекеттік бюджет кірісінің/шығынының циклдік-түзетілген бабы,

X_t – t жылғы мемлекеттік бюджет кірісінің/шығынының бабы,

$\varepsilon_{X,Y}$ – кірістің/шығынның ЖІӨ-нің алшақтығына икемділігі.

Шикі мұнайға кедендік әкету баждары мен табиғи және басқа ресурстарды пайдаланғаны үшін түсімдерді қоспағанда, кіріс тарапынан салық түсімдеріне циклдік түзету жүргізілді. Шығын тарапынан – әлеуметтік көмек пен әлеуметтік қамсыздандыруға арналған шығыс. Шығарылымның алшақтығына салық түсімдерінің икемділігі 1-ге тең, ал әлеуметтік көмек пен әлеуметтік қамсыздандыруға арналған шығын икемділігі (-)0,1-ге тең деп қабылданды.

Бастапқы балансты бөлу. Бюджеттік балансты есептеу кезінде мемлекеттік борышқа қызмет көрсетуге арналған шығысты есептемегендегі шығын ретінде айқындалатын бастапқы шығын ғана ескерілді. Бұл биліктің өткен кезеңдерде қабылданған қарыз алу жөніндегі шешімдермен ауыртпалық салынбаған ағымдағы фискалдық күш-жігерін бағалауға мүмкіндік береді.

Мұнай кірісін түзету. Осы жұмыс шеңберінде мұнай кірісі шикі мұнайға кедендік әкету бажының және ҚРҰҚ-дан республикалық бюджетке трансферттердің сомасы ретінде айқындалады, 2025 жылы олардың үлесіне алдын ала деректер бойынша мемлекеттік бюджеттің барлық кірісінің 23%-ы тиесілі болды.

Шикі мұнайға кедендік әкету бажының динамикасы әлемдік шикізат нарықтарындағы конъюнктураға байланысты. Мәселен, мұнай бағасының өсуі кезінде осы баждан түсетін бюджет кірісі де ұлғаяды. Демек, сыртқы баға құбылмалылығының

үкіметтің дискрециялық шараларын бағалауға әсерін болдырмау үшін осы факторды фискалдық серпінді есептеу кезінде оқшаулау қажет.

Баж салығынан айырмашылығы, трансферттер көлемі үкіметтің дискрециялық шешімдерімен айқындалады. Алайда бұл дискрециялық шешімдер бюджеттік баланс пен фискалдық саясаттың бағыттылығы арасындағы дәстүрлі өзара байланысты бұзатын кері логикаға ие. Мысалы, егер басқа тең жағдайларда үкімет мемлекеттік шығынд мен трансферттер көлемін бірдей мөлшерде арттырса, бюджеттік баланс формалды түрде өзгермейді. Дегенмен, салық жүктемесі өзгеріссіз қалған күйде мемлекет тарапынан жиынтық сұраныстың өсуі орын алады, бұл ынталандырушы саясатқа сәйкес келеді.

Егер тек трансферттер ғана ұлғайса, бұл ынталандырушы шара ретінде түсіндірілуі тиіс болса, іс жүзінде дефициттің өсуі емес, оның қысқаруы байқалады. Осындай инверсия стандартты бюджет балансын фискалдық импульстің репрезентативті емес көрсеткішіне айналдырады. Соңғысын дұрыс бағалау үшін мұнай кірісінің орнына құрылымды мұнай кірісінің көрсеткіші қолданылды, ол мына формула бойынша анықталады:

$$SOR_q = s_q * Exp_q^{est}; \quad (3)$$

$$Exp_q^{est} = barr_q * p^{cutoff} * USD/KZT_q; \quad (4)$$

$$s_q = \frac{OR_q}{barr_q * p_{q-1} * USD/KZT_q}, \quad (5)$$

мұнда:

q – тоқсан;

SOR_q – құрылымды мұнай кірісі (млн теңге);

Exp_q^{est} – шикі мұнай экспорттаушыларының кесімді баға кезіндегі кірісі (млн теңге);

s_q – Қазақстанның мұнай кірісіндегі үлесі;

$barr_q$ – битуминозды жыныстардан алынған шикі мұнай мен шикі мұнай өнімдерінің экспорт көлемі (млн баррель);

p^{cutoff} – кесімді баға (АҚШ долл./баррель);

USD/KZT_q – USD/KZT орташа тоқсандық айырбастау бағамы;

OR_q – мұнай секторы ұйымдарының тікелей салықтары мен шикі мұнайдың экспорттық кедендік баждарының сомасы (млн теңге);

p_{q-1} – Brent маркалы мұнайдың орташа тоқсандық бағасы (АҚШ долл./баррель).

Бұл теңдеулер жүйесі құрылымды мұнай кірісінің кесімді бағасы бойынша шикізатты өткізу кезінде қалыптасатын мұнай экспортынан түсетін кірістегі бюджет үлесі ретінде сипаттайды. Аталған үлес мұнай экспортынан түскен нақты кірістің экспорттаушылардың есептік түсімдеріне қатынасы ретінде есептеледі. Мұнай экспорттаушылардың кірісін анықтау кезінде алдыңғы тоқсандағы мұнай бағасы ескерілді, себебі мұнай экспортының статистикалық деректері есептілікте 90 күнге дейінгі кідіріспен көрсетіледі.

Кесімді баға Қазақстан Республикасы Премьер-Министрінің орынбасары – Ұлттық экономика министрінің 2025 жылғы 12 мамырдағы бұйрығымен бекітілген қағидаларға сәйкес белгіленді. Осылайша, 2024 жылды қоса алғанда кесімді баға 45,94-ке тең деп қабылданды, ал 2025 жылы баррель үшін 41,82 АҚШ доллары болды, себебі мұнай мен газ конденсатын өндіру көлемі 99,4 млн тоннаға жетті.

Фискалдық импульстің қорытынды көрсеткіші (FI_t) кері белгімен алынған $FI_t Sb_t FI_t = -Sb_t + Sb_{t-1}$ әлеуетті ЖІӨ-ге қатысты құрылымдық бастапқы теңгерімнің (Sb_t) өзгеруі ретінде айқындалды

Нәтижелер және түсіндіру. Фискалдық импульс пен шығарылым алшақтығын салыстыру фискалдық саясаттың сипатын бағалауға мүмкіндік береді: көрсеткіштердің қарама-қарсы таңбалары контрциклділікті, ал сәйкес келетін таңбалар – проциклділікті білдіреді. Есептеу нәтижелері 2-суретте берілген. Талдау Қазақстанда проциклдік фискалдық саясат басым болғанын көрсетті: 2011 жылдан бері алып қараған 15 жылдың 10-ында осындай саясат байқалған. Сонымен қатар, ұсынылған есептеулер проциклділіктің нақты ЖІӨ әлеуетті ЖІӨ деңгейінен асатын кезде экономиканың теріс үдеу кезеңдері үшін барынша тән екенін көрсетеді. Атап айтқанда, шығарылымның оң алшақтығы болған 8 жылдың 6-ында ынталандырушы саясат жүргізілген. Осылайша, фискалдық органдар экономика онсыз да өзінің потенциалды деңгейінен жоғары өсіп жатқан кезде циклдік ауытқуларды күшейткен. Соңғы екі жылдағы бақылаулар Қазақстанның фискалдық саясаты контрциклдік сипатқа ие бола бастағанын көрсетті. Бұл үрдіс 2026 жылы да сақталады деп күтілуде: оң шығарылым алшақтығы теріс фискалдық импульспен үйлесуі мүмкін. Алайда, осы оң динамикаға қарамастан, аталған үрдістің тұрақтылығына күмән келтіретін екі маңызды аспект бар. Біріншіден, жоғарыда келтірілген есептеулер тек мемлекеттік бюджет деректеріне (республикалық және жергілікті бюджеттердің жиынтығы) негізделген. Квазифискалдық операциялар талдау аясынан тыс қалып отыр, ал олар туралы деректер өте шектеулі. Бұл күрделі әдіснамалық шектеу тудырады, себебі мемлекеттік бюджет тапшылығының төмендеуі квазифискалдық шығындардың өсуімен бейтараптануы мүмкін. Мысалы, 2026 жылы «Байтерек» Ұлттық инвестициялық холдингінің жоспарланған шығыны 8 трлн теңгеге жетіп, фискалдық ынталандырудың түпкілікті нәтижесі проциклдік бағытқа елеулі түрде түзетілуі мүмкін. Екіншіден, шығын лимиті экономикалық циклдің ағымдағы фазасына тәуелді емес, ал Қазақстанның тарихи тәжірибесі бюджеттік ережелердің жиі өзгертілетінін көрсетеді, бұл институционалдық инерция тұрғысынан олардың қайтадан қайта қаралу тәуекелін тудырады.

2-сурет

Қазақстандағы фискалдық импульстің ЖІӨ айырмасымен салыстыру



Дереккөзі: авторлардың есептеуі

Осылайша, Қазақстанның институционалдық ортасы мұнай ресурстарын пайдалану бойынша қатаң формалды шектеулер мен мемлекеттік шығынның проциклдік кеңеюіне іс жүзіндегі бейімділіктің үйлесуімен сипатталады. Жаңа бюджеттік қағидалар ҚРҰҚ арқылы туындаған теңгерімсіздіктерді жабу мүмкіндігін шектейтін жағдайларда, қарыздың

жинақталуы ықтимал салдар ретінде көрінеді. Осыған байланысты бұл өсіп келе жатқан қарыз дискрециялық фискалдық түзетулер есебінен емес, экономиканың эндогендік механизмдері арқылы қаржыландырылуы мүмкін бе деген сұрақтың маңызы арта түседі. Бұл процестерді талдауға көшу мемлекеттік борыштың «өзін-өзі қаржыландыру» үлесін бағалауды білдіреді, оған мақаланың келесі бөлімдері арналған.

3. Әдебиетке шолу

Жалпы түрде мемлекеттік борышты қаржыландыру механизмдерін мемлекеттің уақытаралық бюджеттік шектеуі арқылы мына теңдеумен сипаттауға болады:

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \frac{S_{t+i}}{\beta^i}, \quad (6)$$

мұнда:

B_{t-1} – мемлекеттік борыштың $t-1$ кезеңінің соңындағы номиналды деңгейі;

P_t – баға деңгейі;

$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \frac{S_{t+i}}{\beta^i}$ – бюджет профицитінің дисконтталған сомасы.

Бұл теңдеу мемлекеттік борыштың ағымдағы нақты құны бюджет профицитінің күтілетін таза ағымдағы құнына тең болатын бюджеттің тұрақтылық шартын сипаттайды. Дерееу фискалдық түзетусіз (яғни салық ауыртпалығының сәйкес өсуінсіз) мемлекеттік шығынның күтілмеген өзгерісі пайда болған жағдайда, теңдеудің оң жағы қысқарады. Теңдікті сақтау үшін не бюджеттің күтілетін кірісінің өсуі, не теңдеудің сол жағының сәйкес төмендеуі, не олардың үйлесімі байқалуы тиіс.

Фискалдық импульстің «өзін-өзі қаржыландыру» механизмдері осы ұқсастықтың қисынына толық сәйкес келеді. Фискалдық импульстің нәтижесінде экономикалық өсудің жеделдеуі және салық базасының кеңеюі теңдеудің оң жағын ұлғайтады, ал инфляцияның өсуі мемлекеттік борыштың нақты құнын төмендетіп, сол жағын азайтады.

Фискалдық импульстің экономикалық белсенділікке және инфляцияға әсерін зерттеу макроэкономикалық әдебиеттің орталық тақырыптарының бірі болып табылады. Кейнсиандық тәсіл мемлекеттік шығындарды өндіріс факторларының толық жүктелмеуі, бағаның қаттылығы және ығыстыру әсерінің болмауы жағдайында жиынтық сұранысты ынталандыру құралы ретінде қарастырады, бұл өнім мен жұмыспен қамтудың өсуіне әкеледі.

Жаңа кейнсиандық бұл талдауды микроэкономикалық негіздермен, үй шаруашылықтарының уақытаралық тұтыну құралдарымен және агенттердің ұтымды күтулерімен толықтырады, мемлекеттік шығынның жиынтық өнімге оң әсер ететінін растайды. Galí et al. (2007) жұмысы қаржы нарықтарына қолжетімсіз, өтімділігі шектеулі үй шаруашылықтары болған жағдайда, мемлекеттік шығын жеке тұтынуды арттырып, мультипликативтік әсерді күшейте алатынын көрсетті. Christiano et al. (2011) және Woodford (2011) зерттеулері экономика нөлдік пайыздық мөлшерлеме жағдайында болған кезде фискалдық мультипликатордың мәні бірліктен едәуір асып кетуі мүмкін екенін көрсетеді. Шығынның басым үлесі пайыздық мөлшерлемелер инфляцияға жауап бермейтін кезеңде жүзеге асырылған сайын, мультипликатордың мәні соғұрлым жоғары болады. Blanchard және Perotti (2002) жұмысында экзогендік фискалдық шоктарды сәйкестендіру арқылы шығынның ынталандырушы әсерінің эмпирикалық дәлелдемелері ұсынылды, авторлар фискалдық мультипликаторларды бағалаудың стандартты әдістерін ұсынды.

Фискалдық импульстің инфляцияға әсері жаңа кейнсиандық модельде жиынтық сұраныс арнасы арқылы түсіндіріледі. Мемлекеттік шығынның өсуі шығарылым алшақтығын арттырады, бұл бағаның номиналды қатандығы кезінде фирмалардың шекті шығынының өсуіне және Филлипс қисығына сәйкес инфляцияның жеделдеуіне әкеледі.

Неоклассикалық әдебиет және нақты іскерлік цикл модельдері ығыстыру әсерлерін көрсетеді. Мемлекеттік шығынның өсуі салық жүктемесінің болашақта артуын күту салдарынан үй шаруашылықтарының ағымдағы тұтынуын төмендетеді, бірақ сол уақытта еңбек ұсынысын арттырады. Нәтижесінде өндіріс ұсыныс жағынан өседі, ал бұл модельдерде инфляциялық қысым шектеулі. Фискалдық әсердің әркелкі болуы туралы жұмыстар маңызды толықтыруға жатады. Атап айтқанда, Auerbach and Gorodnichenko (2012) рецессия кезінде фискалдық мультипликатордың экономиканың шамадан тыс үдеуі кезіндегі кезеңге қарағанда айтарлықтай жоғары екенін көрсетті.

Әдебиеттің көп болуына қарамастан, көптеген еңбекте жиынтық сұраныс арнасы арқылы мемлекет қаржысының инфляцияға әсері қарастырылады. Алайда, бұл тәсілде бюджет саясатының мемлекеттік борыш динамикасына және бюджеттегі уақыт аралық шектеулердің орнықтылығына әсері аз ескеріледі.

Баға деңгейінің фискалдық теориясына (Fiscal Theory of Price Level) ерекше қызығушылық орын алған, оған сәйкес фискалдық саясатта инфляция динамикасы сұраныс арқылы емес, борыштың нақты құны мен болашақ профициттердің келтірілген құнын теңестіру талабы арқылы анықталады. Осы теорияға сәйкес бюджет саясаты әсіресе фискалдық үстемдік жағдайында бағаның дербес факторы болады. Бағаның фискалдық теориясының негізі Sargent and Wallles (1981) мақаласында жасалды, онда фискалдық саясат үстем болған кезде монетарлық биліктің инфляция динамикасын ұзақ мерзімді перспективада бақылау мүмкіндігінен айырылатыны туралы идеяны тұжырымдады. Экономикалық агенттердің орынды күтулері туралы қосымша болжам бойынша қысқа мерзімді кезеңде де инфляцияның бақылаудан шығатыны туралы қатаң тұжырымдар жасалды. Баға деңгейінің фискалдық теориясы Leeper (1991), Sims (1994), Woodford (1995, 2001) және Cochrane (1998, 2001, 2023) еңбектерінде жалғасын тапты. Бұл теорияның негізгі идеясын бюджеттегі уақыт аралық шектеудің теңдеуі арқылы да сипатталады. Агенттердің болашақ қаржы траекториясына қатысты күтуі маңызды: профициттерге қатысты күтулердің нашарлауы бюджет шектеулерін сақтау үшін бағаны көтеруді талап етеді.

Баға деңгейінің фискалдық теориясы аясында трансмиссияның екі арнасын бөліп көрсету қажет. Sargent and Wallles (1981) еңбегінде ұсынылған бірінші арна теңгерімсіз фискалдық саясат аясында орталық банк дефолттың алдын алу үшін мемлекеттік борышты монеталандыруға мәжбүр болатыны білдіреді, бұл ақша массасының және инфляцияның өсуіне әкеледі. Бұл тәсілдің негізінде ақша массасы мен баға деңгейі арасындағы байланыс туралы монетаристік идея жатыр. Орынды болжам бойынша алдағы уақытта борышты монеталандыру қысқа мерзімді кезеңде бағаның өсуіне алып келеді.

Woodford (1995) ұсынған екінші арна бағаның өсуін мемлекеттік борыштың артуы нәтижесінде үй шаруашылықтарында туындайтын байлық әсері арқылы түсіндіреді. Бюджет түсімдерінің өсуіне байланысты емес бюджет тапшылығы артқан кезде орынды болжамдар жасайтын экономикалық агенттер мұндай өзгерістерді облигацияларды таза байлық ретінде қабылдап, сол кездегі өз әл-ауқатының жақсаруы ретінде түсіндіреді. Бұл олардың таза қолына алатын табысының деңгейі өзгермеген жағдайда, жеке және қоғамдық игіліктерді барынша көп тұтынатындығына байланысты. Нәтижесінде, қабылданатын әл-ауқаттың өсуі ағымдағы тұтынуды ынталандырады, бұл ұсыныс өзгермеген кезде проинфляциялық қысым жасайды. Үй шаруашылықтары активтерінің нақты құнының төмендеуі есебінен тепе-теңдік орнағанға дейін баға өсе береді.

Осылайша, бюджет орнықтылығы төмендеген кезде бағаның өсуі тепе-теңдікті қалпына келтіру тетігіне айналады. Бюджеттегі уақыт аралық шектеуді орындамау шекті жағдайда дефолтқа тең болады, оның алдын алу үшін бюджет орнықтылығын қалпына келтірудің мынадай бірнеше нұсқасы бар: экономикалық өсуді жеделдету, бюджетті шоғырландыру немесе инфляция. Соңғы тетік бағаның фискалдық теориясында сипатталған. Аталған теориялық аппараттың өзектілігі Bianchi and Melosi (2022) және

Bianchi et al. (2023) еңбектерінде COVID-19 пандемиясы кезеңіндегі инфляциялық процестерді талдау арқылы расталады, онда инфляцияның күрт өсуі жинақталған фискалдық теңгерімсіздіктерге бейімделу нәтижесі ретінде түсіндіріледі. Институционалдық тұрғыдан алғанда, бағаның фискалдық теориясында транспаренттілік рөлі және бюджет қағидаларының сақталуы негізге алынады. Инфляциялық күтулерді таргеттеу режимінде бекіту сияқты, тұрақты ережелер агенттердің мемлекеттік қаржының тұрақтылығына қатысты күтулерін тұрақтандыруға мүмкіндік береді. Олай болмаған жағдайда, ресми тұрғыдан орнықты бюджет болған жағдайда да, жағымсыз күтулер өздігінен орын алатын инфляцияны тудыруы мүмкін.

Жоғарыда айтылғандарды қорыта келе, қазіргі заманғы экономикалық пікір шығыстың экзогендік тұрғыдан өзгеруі кезінде бюджет орнықтылығын қамтамасыз ететін нәтижелі емес екі арнаны бөліп көрсетеді. Біріншісі – фискалдық мультипликатор және салықтық базаны кеңейту арқылы жүзеге асырылатын нақты шығарылым арнасы. Екіншісі – міндеттемелердің құнын нақты мәнде төмендететін инфляциялық арна. Бұл ретте, Қазақстанның ресурстық экономикасы үшін осы арналардың рөлін саны жағынан өлшеу ашық зерттеу мәселесі болып қалады. Мақаланың келесі бөлімінде макроэкономикалық параметрлер аясында фискалдық күтпеген өзгерістерді жасауға және мемлекеттік борыштың «өзін-өзі қаржыландыру» үлесін есептеуге мүмкіндік беретін DSGE-модель ұсынылады.

4. DSGE-моделінің құрылымы, параметрлерін белгілеу және жалпы тепе-теңдік

Бұл бөлімде мемлекеттік борыштың «өзін-өзі қаржыландыру» үлесін саны жағынан бағалау үшін пайдаланылатын Кейнстің жаңа DSGE-моделі ұсынылған. Angeletos, Lian and Wolf (2024) зерттеуі әдіснамалық негіз ретінде алынды.

Модельдің негізгі алғышарттары – бағаның номиналды қатаңдығы және рикардиан эквиваленттілігінің бұзылуы. Соңғысы салық жүктемесінің баламалы өсуіне қатар келмеген мемлекеттік шығыстың экзогендік тұрғыдан күтпеген өзгерісінің сценарийі арқылы жүзеге асырылады. Бұл үйлесу фискалдық серпіннің нақты экономикалық белсенділікке ынталандырушы ретінде әсер етуіне мүмкіндік береді. Сонымен қатар, ұзақ мерзімді кезеңде нақты пайыздық мөлшерлемені экономиканың нақты өсу қарқынынан асыру ($r > g$) шарты модельдің маңызды алғышарты болады. Кері жағдай Blanchard (2019) еңбегінде егжей-тегжейлі зерттелген, онда автор салықтарды одан әрі көтермей-ақ борышты шығару мүмкіндігін көрсетті (*debt rollover*). Пайыздық мөлшерлеме экономикалық өсу қарқынынан төмен болған жағдайда, мемлекеттік қарыз алу нақты фискалдық шығынға алып келмейді. Осы зерттеу $r > g$ жағдайын жан-жақты қарастыруға мүмкіндік береді.

Ұсынылған модельде $t = 0$ кезеңінде бір реттік мемлекеттік шығыстың экзогендік күтпеген өзгерісінің макроэкономикалық көрсеткіштерге динамикалық әсері зерттеледі. Тепе-теңдік шарттары күтпеген өзгерістерге байланысты мемлекеттік борыш, инфляция және нақты шығарылым динамикасын айқындауға мүмкіндік береді, оның негізінде күтпеген өзгерістегі «өзін-өзі қаржыландыру» үлесі есептеледі.

Angeletos, Lian and Wolf (2024) 0-ден 1-ге дейін өзгеріп тұратын фискалдық түзету жылдамдығының коэффициенті арқылы фискалдық түзету қағидасын жасай отырып, қорытынды жасады, онда мемлекеттік шығыс есепке алынбады. Бұл еңбекте әрбір тоқсан бойынша өлшенетін фискалдық түзету аралығы алынатын және бюджет шығысы интеграцияланған ерекше нұсқама қолданылады.

Үй шаруашылықтары. Үй шаруашылықтарын жүргізу Blanchard (1985) тұжырымына сәйкес тұрақты өмір сүру ықтималдығымен $(0,1]$ ұрпақтардың қатар келу моделі (overlapping-generations, OLG) арқылы ресімделген. Сонымен қатар, модельде $\omega < 1$ шарты қойылады, бұл болашақ кірісті дисконттаудың қарқынды болуын және соның салдарынан тұтынуға аса бейім болуын қамтамасыз етеді.

Адам қайтыс болған кезде оның орнына жаңа экономикалық агенттің келетіні көзделеді. Бұл ретте болашақ ұрпаққа қатысты альтруизм жоқ, яғни экономикалық агент өзін алмастыратын адамның тиімділігін ескермейді.

Angeletos, Lian and Wolf (2024) әдіснамасына сәйкес, адамдардың дивидендтік кірісінің теңдігі туралы болжам қабылданады. Сонымен қатар, кәсіподақтардың жұмыс уақытының бірыңғай ұзақтығын белгілеп, қолдағы жалақыны теңестіретіні де болжанады, бұл агенттер арасында кіріс пен салық төлемдерінің бірдей болуына алып келеді.

Экономикалық агенттер мынадай тиімділік функциясын барынша көбейтеді:

$$E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} (\beta \omega)^k (u(C_{i,t+k}) - v(L_{i,t+k})) \right], \quad (7)$$

мұнда:

β – дисконттау коэффициенті.

Тұтыну (C) мен еңбек (L) тиімділігі стандартты функциялармен беріледі:

$$u(C) = \frac{C^{1-1/\sigma}}{1-1/\sigma}$$

$$v(L) = \frac{L^{1+1/\varphi}}{1+1/\varphi}$$

мұнда:

σ – уақыт аралығындағы алмастыру икемділігі;

φ – еңбек ұсынысының икемділігі.

Жеке тұлғалардың бюджеттік шектеуі мынадай теңдеумен беріледі:

$$A_{i,t+1} = \frac{I_t}{\omega} (A_{i,t} + P_t(W_t L_{i,t} + Q_{i,t} - C_{i,t} - T_{i,t} + S_{i,t})), \quad (8)$$

мұнда:

$A_{i,t}$ – i жеке тұлғасының t кезеңінің басындағы номиналды жинақтары;

I_t – номиналды пайыздық мөлшерлеме;

P_t – баға деңгейі;

$W_{i,t}$ – i жеке тұлғасының t кезеңіндегі жалақысы;

$Q_{i,t}$ – i жеке тұлғасының t кезеңіндегі дивидендтері;

$T_{i,t}$ – i жеке тұлғасының t кезеңіндегі кірісіне салынған салық;

$S_{i,t}$ – i жеке тұлғасының t кезеңіндегі әлеуметтік қорға трансферті/жарнасы.

Әлеуметтік қор барлық жеке тұлғаның жасына қарамастан бірдей байлыққа ие болуы және орнықты тепе-теңдік жағдайында тиісінше тұтына алуын қамтамасыз етуге арналған.

1 кезеңнен артық өмір сүретін жеке тұлғалар әлеуметтік қорға S^{old} мөлшерінде жарна енгізеді. Жинақталған қаражат S^{new} мөлшерінде трансферт алатын жаңа агенттер арасында бөлінеді. Әлеуметтік қор бюджетінің теңгерімділік шарты: $S^{new}(1 - \omega) = S^{old}\omega$

Тепе-тең салық салу. Экономикада пропорционалды салық салу қолданылады, соған сәйкес τ_y мөлшерлемесі арқылы $T_{i,t}$ анықталады, ал теңестірілген жалақы мынадай теңдеумен беріледі:

$$(1 - \tau_y)W_t = \frac{l L_t^{1/\varphi}}{\int_0^1 C_{i,t}^{-\frac{1}{\sigma}} di}$$

Фирмалар. Өндірістік сектор сараланған тауарларды өндіретін монополистік бәсекеге қабілетті фирмалар континуумынан тұрады. Өндіру функциясының мынадай түрі болады:

$$Y_t(i) = A_t N_t(i)^{1-\alpha}, \quad (9)$$

мұнда:

A_t – еңбек өнімділігінің экзогендік деңгейі;

$N_t(i)$ – пайдаланылған еңбек мөлшері;

$1 - \alpha$ – еңбек бойынша шығарылым икемділігі.

Баға белгілеу тетігі Кальво моделіне негізделген, оған сәйкес әрбір кезеңде фирма бағаны белгіленген $1 - \theta$ ықтималдығымен қайта қарай алады. Күтілетін пайданың құнын барынша арттыратын оңтайлы баға жүйені жаңа кейнсиандық Филлипс қисығына алып келеді:

$$\pi_t = \kappa u_t + \beta E_t[\pi_{t+1}] - \kappa \frac{\frac{1}{\sigma}}{\frac{1}{\varphi} + \frac{1}{\sigma}} g_t, \quad (10)$$

мұнда:

π_t – инфляцияның орнықты тепе-теңдіктен ауытқуы, $\log\left(\frac{\pi_t}{\pi_{ss}}\right)$

κ – Филлипс қисығының көлбеу коэффициенті;

$E_t[\pi_{t+1}]$ – t кезеңінде күтілетін $t+1$ кезеңіндегі инфляция;

u_t – нақты шығарылымның орнықты тепе-теңдіктен ауытқуы, $\log\left(\frac{y_t}{y_{ss}}\right)$

g_t – мемлекеттік шығыстың орнықты тепе-теңдіктен ауытқуы.

Мемлекет. Мемлекет модельде фискалдық және монетарлық органдармен ұсынылған.

Фискалдық билік салықты жинайды, мемлекеттік шығыс арқылы жиынтық сұраныстың бір бөлігін қалыптастырады және $T = 1$ айналыс мерзімі бар қауіпсіз борыштық қағаздардың эмиссиясын жүзеге асырады.

Фискалдық биліктің деңгейлер бойынша бюджеттік шектеулері мынадай түрде жазылады:

$$D_{t+1} = R_t(D_t - T_t + G_t) \left(\frac{E_t[\pi_{t+1}]}{\pi_{t+1}} \right), \quad (11)$$

мұндағы:

D_t – t кезеңінің басындағы мемлекеттік борыштың нақты құны;

R_t – нақты пайыздық мөлшерлеме;

T_t – t кезеңіндегі бюджеттің салықтық түсімдерінің нақты құны;

G_t – t кезеңіндегі мемлекеттік шығыстың нақты құны;

$E_t[\pi_{t+1}]$ – t кезеңінде күтілетін инфляция $t+1$ кезеңінде;

π_{t+1} – $t+1$ кезеңіндегі нақты инфляция.

Бұл теңдеу күтпеген инфляцияның «өзін-өзі қаржыландыру» көзі бола отырып, мемлекеттің облигацияларын қалай құнсыздандыратынын көрсетеді. Тұрақты тепе-теңдікке қатысты лог-линеаризациядан кейін бюджеттік шектеу мынадай түрде болады:

$$d_{t+1} = \frac{1}{\beta} [d_t - t_t + g_0] + \frac{D^{ss}}{Y^{ss}} r_t - \frac{D^{ss}}{Y^{ss}} (\pi_{t+1} - E_t[\pi_{t+1}]), \quad (12)$$

мұндағы:

d_t – нақты мемлекеттік борыштың тұрақты тепе-теңдіктен ауытқуы, $\frac{D_t - D^{ss}}{Y^{ss}}$;

t_t – салық түсімінің тұрақты тепе-теңдіктен ауытқуы, $\frac{T_t - T^{ss}}{Y^{ss}}$;

g_0 – мемлекеттік шығыстың күтпеген өзгерісі;

D^{ss} – тұрақты тепе-теңдіктегі нақты мемлекеттік борыш деңгейі;

Y^{ss} – тұрақты тепе-теңдіктегі нақты шығарылым деңгейі;

r_t – нақты пайыздық мөлшерлеменің тұрақты тепе-теңдіктен ауытқуы, $\log\left(\frac{R_t}{R^{ss}}\right)$.

Мемлекеттік шығыс күтпеген өзгерісінен кейін фискалдық билік салықтық жүктемені дискрециялық көтеру нысанында қарсы шараларға бастамашылық жасай алады. Бұл реакция фискалдық түзету деп аталады және өскен шығысты өтеу үшін жүргізіледі. Түзету бірден немесе белгілі бір уақытша лагпен жүзеге асырылуы мүмкін. Сипатталған құрылымды ескере отырып, фискалдық түзету қағидасы мынадай түрде беріледі:

$$t_t = \begin{cases} \tau_y y_{i,t}, & t \in \{0, \dots, H-1\} \\ d_t, & t \geq H \end{cases}, \quad (13)$$

мұндағы:

H – түзетудің лагы.

Осы қағидаға сәйкес H кезеңіне дейін салық түсімдері өзгермейтін салық мөлшерлемесі кезінде шығарылым динамикасымен айқындалады: $t_t = \tau_y y_{i,t}$. H кезеңінде $t_t = d_t$ нысанында фискалдық түзету жүргізіледі, осылайша, мемлекеттік борыш тұрақты тепе-теңдік деңгейіне қайтарылады.

Монетарлық билік мынадай қағидаға сәйкес номиналды пайыздық мөлшерлемені белгілейді:

$$\frac{I_t}{\Pi^{ss}} = R^{ss} E_t \left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi^{ss}} \right) \left(\frac{Y_t}{Y^{ss}} \right)^\phi, \quad (14)$$

мұндағы:

I_t – атаулы пайыздық мөлшерлеме;

ϕ – монетарлық қағиданың циклдік реакция коэффициенті.

Лог-линеаризациядан кейін теңдеу $r_t = \phi y_t$ түрінде жазылады.

Осы зерттеу шеңберінде монетарлық саясат бейтарап деп болжанады ($\phi = 0$), бұл шығарылымның алшақтығына қарамастан нақты пайыздық мөлшерлеменің өзгермейтіндігін білдіреді.

Жоғарыда баяндалған теңдеулер жүйесінің негізінде бұдан әрі нақты шығарылым, мемлекеттік борыш және инфляция динамикасы үшін шешімдер берілген.

Берілген бюджеттік шектеу (8) кезінде үй шаруашылықтарының (7) пайдалылығын барынша арттыру міндетін фискалдық түзету қағидасын (13) және монетарлық саясаттың бейтараптығын ($\phi = 0$) ескере отырып шешу жиынтық сұраныс функциясын шығаруға мүмкіндік береді:

$$y_t = \chi_{H-t} d_t + g_t, \quad (15)$$

мұндағы:

$$\chi_{H-t} = \frac{\frac{(1-\beta\omega)(1-\omega)}{\beta\omega}}{1 + \frac{(1-\beta\omega)(1-\omega)}{\beta\omega} \tau_y} + \frac{\frac{1}{\beta}(1-\tau_y \chi_{H-t})}{1 + \frac{(1-\beta\omega)(1-\omega)}{\beta\omega} \tau_y} \chi_{H-t-1}.$$

Фискалдық биліктің бюджеттік шектеулерінен (12), монетарлық саясаттың бейтараптылық талаптарынан және фискалдық түзету қағидаларынан (13) нақты мемлекеттік борыш динамикасының теңдеуі шығарылады:

$$d_{t+1} = \frac{1}{\beta} (d_t - \tau_y y_t + g_t) - \frac{D^{ss}}{Y^{ss}} (\pi_{t+1} - E(\pi_{t+1})), \quad (16)$$

мұнда $t \in \{0, \dots, H-1\}$.

H кезеңінен бастап мемлекеттік борыш тұрақты тепе-теңдікке қайтып оралады.

Осылайша, (10), (15) және (16) теңдеулер фискалдық түзету лагы шығарылым, инфляция және мемлекеттік борыш динамикасында қалай көрініс табатынын талдауға мүмкіндік береді. Олардың негізінде «өзін-өзі қаржыландыру» көздері үлестерінің теңдеулері шығарылады.

Салық салынатын базаның өсуі есебінен «өзін-өзі қаржыландыру» үлесі:

$$v_y = \frac{\tau_y (\sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_0(y_k))}{g_0} \quad (17)$$

Инфляцияны жеделдету есебінен «өзін-өзі қаржыландыру» үлесі:

$$v_p = \frac{1}{g_0} \frac{D^{ss}}{Y^{ss}} \pi_0 \quad (18)$$

1-кесте

Модель параметрлерін салыстыру

Параметрі	Мәні
β	0,985
κ	0,4
ω	0,9
τ_y	0,2
$\frac{D^{ss}}{Y^{ss}}$	0,3
ϕ	0,0
σ	1,0

Салыстыру параметрлері бойынша Қазақстанға жақын шағын ашық экономика үшін орындалды. Атап айтқанда, $\beta = 0,985$, бұл нақты жылдық пайыздық мөлшерлемеге 6,1% деңгейінде сәйкес келеді. Нақты мөлшерлеме тұрақты болады деп болжануда, яғни $\phi = 0$. Мемлекеттік борыштың ЖІӨ-ге тепе-теңдік қатынасы 0,3-ке, табысқа салынатын салық мөлшерлемесі – 0,2, ал параметрі $\omega = 0,9$ тең.

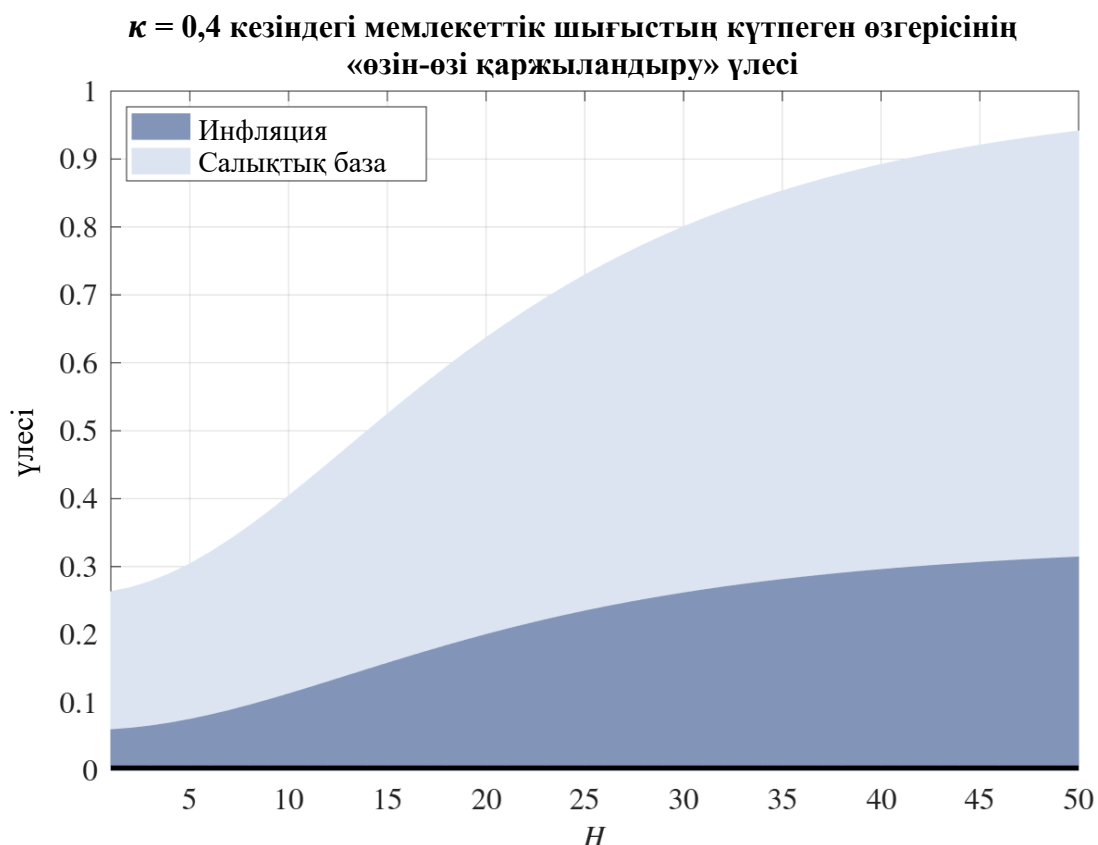
Инфляция есебінен «өзін-өзі қаржыландыру» үлесін бағалауға әсер ететін неғұрлым маңызды және сәйкестендіру қиын параметрлердің бірі κ – Филлипс қисығының төмендеуі болып табылады. Жұмыста модельдің екі конфигурациясы салыстырылады: мұнда $\kappa = 0,1$ және $\kappa = 0,4$. Мәндер ықтимал бағалар ауқымын белгілеу үшін таңдалған. Нәтижелер Филлипстің тік қисығы кезінде ($\kappa = 0,4$) инфляциямен жабылатын тапшылық үлесі өсетінін көрсетеді.

Бірқатар зерттеулер (мысалы, Baba et al., 2023) дамушы елдерге шығарылым үзілісінің өзгеруіне инфляцияның жоғары әсерін көрсететін Филлипс қисығының тік төмендеуі тән екенін көрсетеді. Бұдан басқа, пайдаланылған әдебиет Филлипс қисығының төмендеуі іскерлік цикл кезеңіне байланысты екенін көрсетеді (Boehn and Pandalai-Nayar, 2022; Forbes et al., 2021). Атап айтқанда, бағалау құлдырау кезеңдерінде төмендеп түсуімен және оның экспансия кезінде өскенін көрсетеді. Бұл жағдай Филлипс қисығының төмендеуін Қазақстан үшін эмпирикалық бағалау осы баптың шеңберінен асып кететінін және жеке зерделеуді талап ететінін көрсетеді.

5. Нәтижелер

Алдыңғы бөлімде ұсынылған DSGE-модель калибрлеу параметрлерімен үйлесімде $t = 0$ кезеңінде жүзеге асырылған мемлекеттік шығыстың экзогендік күтпеген өзгерісінің «өзін-өзі қаржыландыру» үлесін сандық бағалауға мүмкіндік береді. Төменде κ Филлипс қисығының төмендеуі 0,4-ке тең деп қабылданған модельдің базалық ерекшелігінен бастап, фискалдық түзету лагының ұзақтығына байланысты есептеулер нәтижелері ұсынылған.

3-сурет



Дереккөзі: авторлардың есептеуі

3-суретте ұсынылған бағалау нәтижелеріне сәйкес модель параметрлерін белгіленген калибрлеу кезінде «өзін-өзі қаржыландыруда» салық салу базасын кеңейту арнасы басым рөлге ие болады. Бұл ретте екі арнаның үлесі фискалдық түзету лағының ұлғаюына қарай өседі. Мәселен, күтпеген өзгерістен кейін 4 тоқсан бойы түзету болмаған кезде «өзін-өзі қаржыландырудың» жалпы үлесі 29,0%-ды құрайды, оның 21,9 пайыздық тармағы салық базасының өсуі есебінен және 7,1 пайыздық тармағы - инфляциялық арна есебінен қамтамасыз етіледі. Аралықтың 12 тоқсанға дейін ұлғаюы кезінде тиісті мәндер 45,2%, 32,0 пайыздық тармаққа және 13,2 пайыздық тармаққа дейін өседі, ал 16 тоқсаннан кейін 54,8%, 38,0 пайыздық тармаққа және 16,8 пайыздық тармаққа дейін жетеді. Фискалдық түзетуді кейінге қалдыру кезінде «өзін-өзі қаржыландырудың» жиынтық үлесі асимптотикалық түрде 100%-ға жақындайды, ал инфляцияның үлесі 33,75%-ға жетуде.

Салық базасын кеңейту арнасы арқылы «өзін-өзі қаржыландыру» фискалдық серпіннің ынталандыру әсерінен туындайды. Бұл ретте жеке адамның аман қалу ықтималдығы маңызды рөл атқарады ω . Бұл параметрдің интуитивті әсері былайша түсіндіріледі: өмір сүру ықтималдығы төмендеген кезде тұтынуға шекті бейімділік артады. Мемлекеттік шығыстың өсуіне жауап ретінде жеке тұлға ағымдағы тұтынуды ұлғайтады, өйткені болашақта күтілетін фискалдық түзету оған көп әсер етпейді. Демек, мұндай үлгідегі экономикалық агенттер болашақ салықты төлеу үшін ағымдағы кезеңде жинақтарды көбейтуге бейім емес. Осылайша, ω көрсеткішінің мәні неғұрлым аз болса, салық базасының өсуі есебінен «өзін-өзі қаржыландыру» үлесі соғұрлым жоғары болады.

Табыс салығының мөлшерлемесі басқа айқындаушы фактор болып табылады τ_y . Ол шығарылымның оң үзілісінің қай бөлігі бюджетке салық түсімдері түрінде қайтарылатынын анықтайды.

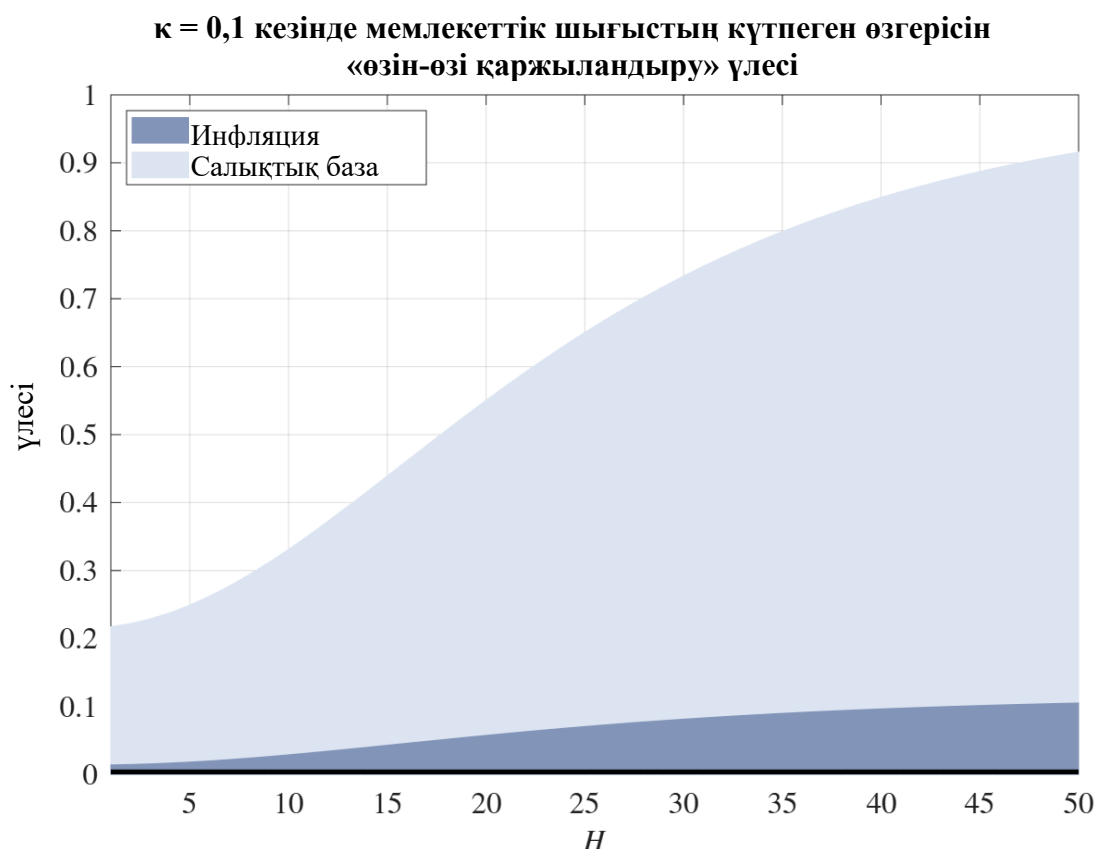
(10) және (18) формулалар инфляциялық «өзін-өзі қаржыландыру» әлеуеті туралы түсінік береді. Бұл әлеует тұрақты тепе-теңдік жағдайындағы мемлекеттік борыштың ЖІӨ-ге қатынасын және Филлипс қисығының төмендеуін қоса алғанда, экономиканың құрылымдық сипаттамаларымен айқындалады. Мәселен, тепе-тең жағдайда ЖІӨ-ге қатысты борыш деңгейі жоғары болған сайын, облигациялардың үлкен бөлігі бағалардың кездейсоқ көтерілу кезінде құнсызданады. Борыш деңгейі төмен экономикада тіпті жоғары инфляция борышты қаржыландыруда елеулі қолдау көрсетуге қабілетсіз, ал борыштың ЖІӨ-ге қатынасы жоғары болған кезде инфляциялық арна жоғары қайтарымға ие. Өз кезегінде, Филлипс қисығының төмендеуі шығарылымның оң жаққа қарай үзілуінің қандай бөлігі инфляцияға айналатынын анықтайды.

Инфляциялық «өзін-өзі қаржыландыру» кезінде инфляцияның нөлдік кезеңдегі, тікелей фискалдық күтпеген өзгеріс сәтіндегі өсу ғана маңызды болатынын атап өткен жөн. Тепе-теңдік жағдайында инфляция алдын-ала болжай алатындай болады және ұтымды агенттер мемлекеттік облигацияларды сатып ала отырып, ақшаның күтілетін құнсыздануын өтейтін номиналды пайыздық мөлшерлемеге сыйлықақы белгілейді. Осылайша, болжанатын инфляция үкіметті «өзін-өзі қаржыландыруды» қамтамасыз етпейді. Алайда, мемлекеттік шығыстың күтпеген өзгерісін іске асыру кезінде инфляцияның бастапқы өсуі күтпеген жағдай болып табылады, бұл бұрын белгіленген мөлшерлемелер бойынша жинақталған міндеттемелерді біржолғы құнсыздандыруға мүмкіндік береді. Күтпеген өзгерісті іске асырғаннан кейін агенттер өз болжамдарын түзетеді, ал инфляцияның кейінгі динамикасы болжауға болатындай болады. Теңдеу (18) нақты борыш күтпеген инфляция шамасына ғана қысқартатынын көрсете отырып, осы тезисті растайды.

Бұл жүйедегі фискалдық түзетудің рөлі байлықтың әсері арқылы көрінеді. Түзетудің ұзақтығы неғұрлым ұзақ болса, дисконттау салдарынан болашақ салық ағымдағы тұтынушылар үшін соншалықты аз салмаққа ие болады. Нәтижесінде кейінге қалдырылған салық кезінде шығыстың ұлғаюын агенттер таза байлықтың үлкен өсімі ретінде қабылдайды. Бұл жиынтық сұраныстың неғұрлым ауқымды өсуін және Филлипс (10) қисық теңдеуіне сәйкес бағалардың аса жоғары бастапқы өсуін туындатады. Осылайша, фискалдық шоғырлануды созу «өзін-өзі қаржыландырудың» екі арнасының үлесін ұлғайтады.

Филлипстің ($\kappa = 0,1$) неғұрлым қисық қисығымен баламалы ерекшелікті қарау алынған қорытындыларды түбегейлі өзгертпейді (4-сурет). Аралық ұлғайған кезде «өзін-өзі қаржыландырудың» жалпы үлесі ұлғаяды, ал салық базасы арнасының үстемдігі сақталады. Негізгі айырмашылық инфляциялық тетіктің тиімділігін айтарлықтай төмендетуден тұрады: 16-тоқсанда түзету аралығында инфляциялық қаржыландыру күтпеген өзгерістің 4,7%-ын ғана жабады. Осы ерекшелікте «өзін-өзі қаржыландырудың» жиынтық үлесі де 100%-ға асимптотикалық түрде жетуде, алайда инфляцияның үлесі 11,74%-ға дейін төмендейді.

4-сурет



Дереккөзі: автордың есептеулері

6. Қорытынды

Ұсынылған зерттеуде Қазақстанның фискалдық фреймвор эволюцияға және Бюджет кодексінде бюджеттік ережелердің бекітілуіне қарамастан, бюджет саясатының кезеңділігін жоққа шығармайтыны көрсетілді. 2011-2025 жылдардағы ретроспективті талдау 15 жылдың 10-ында фискалдық саясат циклдік ауытқуларды күшейткенін эмпирикалық түрде растады, бұл шығарылымның оң үзілісі кезеңдерінде неғұрлым айқын көрінді. 2026 жылы күшіне енген мұнай рентасын пайдалануға шектеулер жағдайында циклдың фискалдық саясатты сақтау мемлекеттік борыштың жедел өсуі үшін алғышарттар қалыптастырады. Бұл жағдай макроэкономикалық салдарлар мен борышқа қызмет көрсету тетіктерін зерделеудің өзектілігін арттырады. Ағымдағы бюджеттік ереже ҚРҰҚ-тан трансферттердің көлемін айтарлықтай шектейтіндіктен, ал салық жүктемесін кезекті арттыру және шығысты секвестрлеу орта мерзімді перспективада ықтималдығы аз болғандықтан, осы жұмыста борышты қаржыландырудың ажырамаған тәсілдеріне талдау жүргізілді.

Мақалада қаралған Жаңа кейнсиандық DSGE-моделі мемлекеттік шығыстың ынталандырушы әсері есебінен салық салынатын базаны кеңейту және күтпеген инфляция арқылы міндеттемелердің құнсыздануы: фискалдық күтпеген өзгерістің «өзін-өзі қаржыландырудың» екі арнасын сандық сәйкестендіруге мүмкіндік берді. Базалық іріктеу кезінде ($\kappa = 0,4$) басым құрал салық арнасы болатынын нәтижелер көрсетеді. 16-тоқсанда фискалдық түзетудің күтпеген өзгерісінде «өзін-өзі қаржыландырудың» жиынтық үлесі 54,8%-ға жетеді, оның 38,0 пайыздық тармағы шығарылымның өсуі есебінен және 16,8 пайыздық тармағы инфляциялық салық есебінен қамтамасыз етіледі. Бұл ретте инфляциялық арнаның тиімділігі Филлипс қисығының төмендеуіне және мемлекеттік борыштың ЖІӨ-ге тең қатынасына тікелей пропорционалды екені анықталды. Фискалдық

түзетуді кейінге қалдыру кезінде «өзін-өзі қаржыландыру» үлесі асимптотикалық түрде 100%-ға жетуде, бұл ретте инфляциялық арнаның үлесі 33,75%-ға жетеді.

Алынған нәтижелер макроэкономикалық саясат үшін маңызды қорытындыларды тұжырымдауға мүмкіндік береді. Мемлекеттік шығыстың күтпеген өзгерісі экономикалық өсу динамикасына фискалдық импульстің оң әсері (салымның 66,25%) және күтпеген инфляция нәтижесінде облигациялардың құнсыздануы (салымның 33,75%) есебінен толығымен «өзін-өзі қаржыландыруы» мүмкін. Формалды түрде бұл фискалдық биліктен салық мөлшерлемелерін көтеруді немесе шоғырландырудың басқа да дискрециялық тәсілдерін талап етпейді.

Алайда, екі маңызды ескерту жасау керек. Біріншіден, модельдеу толық «өзін-өзі қаржыландыруға» ұзақ мерзімді кезеңде – мемлекеттік шығыстың күтпеген өзгерісінен кейін 50-ден астам тоқсанда қол жеткізілетінін көрсетеді. Екіншіден, нәтижелер бір реттік күтпеген өзгеріс үшін алынды. Күтпеген өзгерістер кезең-кезеңмен қайталанған жағдайда шығыстың бірнеше рет өсуі мемлекеттік борыштың оның орнықты тепе-теңдігінен айтарлықтай ауытқуына әкеледі (ЖІӨ-ге 30% деңгейінде модельде берілген). Нәтижесінде «өзін-өзі қаржыландыру» мемлекеттік борыштың өсуін ұстап тұруға қабілетсіз болады.

Қазақстанның мемлекеттік борышының ағымдағы деңгейі (ЖІӨ-ге 24,3%) бюджет тұрақтылығына бір сәттік қауіп төндірмейтініне қарамастан, ҚРҰҚ трансферттеріне шектеу белгілейтін және циклдың жоққа шығармайтын қолданыстағы бюджеттік ереже мемлекеттік борыштың жедел өсуіне алғышарттар жасайды.

Көрсетілген қорытындыларды мұнай трансферттерін пайдалануға шектеулерді жұмсарту пайдасына аргумент ретінде түсіндіруге болмайтынын атап өту маңызды. Керісінше, бюджеттік ережелердің контрциклдік дизайнын жетілдіру басым бағыт болуы тиіс. Бұл ҚРҰҚ-дан жылдық трансферттерді анықтау үшін емес, оның тұрақтандыру функциясын қалыптастыру үшін кесімді бағаны қолдануды, фискалдық бағдарлар мен тұрақтандыруды айқындауды, квазимемлекеттік секторға ережелерді қамтуды кеңейтуді, транспаренттілік пен фискалдық тәртіпті арттыруды, орта мерзімді фискалдық саясатты қалыптастыруға жеке секторды тарту мен халықаралық практикаға (tax policy units) сәйкес салықтық болжауды институционалдандыруды білдіреді. Қосымша шектеу ретінде бюджеттің құрылымдық тапшылығына лимит енгізу мүмкіндігін зерделеу қажет. 116 елдің деректеріне негізделген Дүниежүзілік банктің зерттеуі (World Bank, 2026) көрсеткендей, тапшылықты шектейтін ережелер циклдік түзетілген бастапқы балансты жақсарту тұрғысынан неғұрлым тиімді болып табылады. Мұндай ережелер әлсіз институттар болған кезде де оң әсерін сақтайды және борыш деңгейі мен шығыстың өсу қарқынына шектеулермен үйлесімде жиі қолданылады.

Осы тақырыпты одан әрі зерделеу Қазақстанның іскерлік циклінің әртүрлі фазалары үшін Филлипс қисығының төмендеуін неғұрлым нақты эмпирикалық бағалауға шоғырлануы мүмкін, бұл фискалдық импульстерді «өзін-өзі қаржыландыру» шекарасын неғұрлым дәл айқындауға мүмкіндік береді.

Әдебиет

1. Angeletos, G.-M., Lian, C., & Wolf, C. K. (2024). Can deficits finance themselves? *Econometrica*, 92(5), 1351-1390.
2. Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1-27.
3. Baba, C., Duval, R., Lan, T., & Topalova, P. (2023). The inflation surge in Europe (IMF Working Paper No. WP/23/30). International Monetary Fund.
4. Bianchi, F., Faccini, R., & Melosi, L. (2023). A fiscal theory of persistent inflation. *The Quarterly Journal of Economics*, 138(4), 2127-2179.

5. Bianchi, F., & Ilut, C. (2017). Monetary/fiscal policy mix and agent's beliefs. *Review of Economic Dynamics*, 26, 113-139.
6. Bianchi, F., & Melosi, L. (2022). Inflation as a fiscal limit (Working Paper No. 2022-37). Federal Reserve Bank of Chicago.
7. Blanchard, O. J. (1985). Debt, deficits, and finite horizons. *Journal of Political Economy*, 93(2), 223-247.
8. Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
9. Blanchard, O. J. (2019). Public debt and low interest rates. *American Economic Review*, 109(4), 1197-1229.
10. Boehm, C. E., & Pandalai-Nayar, N. (2022). Convex supply curves. *American Economic Review*, 112(12), 3941-3969.
11. Christiano, L., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2011). When is the government spending multiplier large? *Journal of Political Economy*, 119(1), 78-121.
12. Cochrane, J. H. (1998). A frictionless view of U.S. inflation. *NBER Macroeconomics Annual*, 13, 323-384.
13. Cochrane, J. H. (2001). Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level. *Econometrica*, 69(1), 69-116.
14. Cochrane, J. H. (2023). *The fiscal theory of the price level*. Princeton University Press.
15. Forbes, K., Gagnon, J., & Collins, C. G. (2021). Low inflation bends the Phillips curve around the world (NBER Working Paper No. 29323). National Bureau of Economic Research.
16. Galí, J., López-Salido, J. D., & Vallés, J. (2007). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227-270.
17. Leeper, E. M. (1991). Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 129-147.
18. Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3), 1-17.
19. Sims, C. A. (1994). A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. *Economic Theory*, 4(3), 381-399.
20. Woodford, M. (1995). Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 43(1), 1-46.
21. Woodford, M. (2001). Fiscal requirements for price stability. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(3), 669-728.
22. Woodford, M. (2011). Simple analytics of the government expenditure multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(1), 1-35.
23. World Bank. (2026). *Global economic prospects*, January 2026. World Bank.
24. Р. А. Бекішев, Е.А. Пак, Ж.Ж. Айгазин, (2023). Қазақстандық экономика үшін фискалдық мультипликаторды бағалау. *Economy: Strategy and Practice*, 18(3), 251-267.
25. М. М. Жақыпова, А.Б. Ханетова, (2023). Қазақстанның фискалдық саясатының параметрлері.
26. Қазақстан Республикасы Премьер-Министрінің орынбасары – Ұлттық экономика министрінің 2025 жылғы 12 мамырдағы № 26 бұйрығы. (2025). <https://adilet.zan.kz/rus/docs/G25NT000026/info>.



3 сессия.

**Несие циклдері және қаржы
тұрақтылығы: аллокация және өлшеу**



Кредиттік ресурстарды экономика секторлары бойынша бөлу және қаржылық тұрақтылық

К. Даниярова, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Қаржылық тұрақтылық және зерттеулер департаменті, Kamila.Daniyarova@nationalbank.kz

А. Касымбекова, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Қаржылық тұрақтылық және зерттеулер департаменті, Aigerim.Kassymbekova@nationalbank.kz

С. Орумбаева, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Қаржылық тұрақтылық және зерттеулер департаменті, Sara.Orumbayeva@nationalbank.kz

Ж. Ыбраев, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Қаржылық тұрақтылық және зерттеулер департаменті, Zhandos.Ybrayev@nationalbank.kz

Кредит әдетте экономикалық белсенділікті ынталандыратын негізгі құралдардың бірі ретінде қарастырылады. Алайда, оның әсері біржақты емес: бір жағынан, қарыз ресурстарына қолжетімділіктің артуы инвестицияларға, тұтынудың өсуіне және өндірістің дамуына ықпал етеді, екінші жағынан, жеке сегменттерде кредиттің шамадан тыс шоғырлануы теңгерімсіздікті күшейтіп, қаржылық тұрақтылықты бұзуы мүмкін.

Соңғы жылдары Қазақстан экономикасында кредиттеу құрылымында елеулі өзгерістер байқалады: бөлік сегмент корпоративті сегментпен салыстырғанда жоғары өсу қарқынын көрсетті. Егер бұрын несие портфелінің негізгі үлесін бизнес кредит алған болса, бүгінде халықты кредиттеу бірінші орынға шықты. 2026 жылғы 1 наурыздағы жағдай бойынша халыққа берілетін кредиттердің үлесі жиынтық портфельдің 62,1%-на жетті, ал бизнеске берілетін кредиттер 37,9%-ды құрады. Кредиттеудің секторлық бөлінуін талдау жүйенің тұрақтылығы мен орнықты экономикалық өсу үшін ықтимал тәуекелдерді анықтауға мүмкіндік береді.

Негізгі сөздер: экономиканы кредиттеу, кредиттеу құрылымы, қаржылық тұрақтылық.

JEL-жіктеу: E51, G32.

1. Әдеби шолу

Біз жұмысымызда қаржылық тұрақтылық пен жүйедегі тәуекелдерді қалыптастыру мәселесінде секторлық кредит құрылымының рөлін тереңірек талдау үшін Müller мен Verner (2024) тұжырымдарына сүйенеміз.

Müller мен Verner (2024) 1940 жылдан бастап 2014 жылға дейін 116 ел бойынша егжей-тегжейлі дерекқордың негізінде сауда жүргізілмейтін секторда үй шаруашылықтары мен кәсіпорындарды кредиттеу (мысалы, құрылыс, жылжымайтын мүлік, тұрмыстық қызмет) ықтималдылығы жоғары қаржылық дағдарыстармен, өнімділіктің төмендеуімен және экономиканың өсу қарқынының төмендеуімен байланысты екенін көрсетті. Керісінше, сауда жүргізетін секторды (өнеркәсіп, ауыл шаруашылығы, пайдалы қазбаларды өндіру) кредиттеудің өсуі жүйедегі тәуекелдерді арттырмай тұрақты экономикалық өсуге ықпал етеді. Авторлар мұны үш фактормен түсіндіреді: біріншіден, кредит нарығы қаржыландыратын сұраныстың шамадан тыс өсуі экономиканың теріс үдеуіне әкеледі; екіншіден, үй шаруашылықтары мен сауда жүргізілмейтін салалар қаржыландыру шарттарының өзгеруіне тәуелді болады; үшіншіден, ресурстарды неғұрлым өнімді сауда жүргізетін салалардан тиімділігі төмен секторларға қайта бөлу жалпы өнімділік деңгейін төмендетеді.

Басқа зерттеулер де қаржылық теңгерімсіздіктерді қалыптастыруда кредит беру секторларындағы айырмашылықтың маңыздылығын атап көрсетеді. Мәселен, Вүйүккарабасак және Valev (2010) үй шаруашылығын кредиттеуді арттыру банк дағдарыстарының статистикалық және экономикалық маңызды предикторлары болып табылады, корпоративтік кредиттеудің әсері де дағдарыстармен байланысты, бірақ әлсіз және тұрақты емес. Jordà et al. (2022) корпоративтік берешектің үй шаруашылығының борышынан айырмашылығы, қаржылық тұрақсыздық пен ұзақ мерзімді қалпына келтіруге әкелмейді деген тұжырымға келді, алайда, корпоративтік борышты реттеудің әлсіз тетіктері инвестициялардың төмендеуіне, «зомби фирмалардың» сақталуына және экономиканың баяу қалпына келуіне жағдай жасайды. Mamonov және Pestova (2022) экономиканың серпіліс түріндегі реакциясы, содан кейін құлдырау («boom-bust» динамикасы деп аталады) үй шаруашылығына кредит беруді арттыру кезінде ғана болатынын көрсетеді, әсіресе егер бұл дамыған елдердегі жиынтық сұраныстың күтпеген өзгеруінен туындаса. Сонымен қатар, корпоративтік кредиттеудің өсуі серпіліс мен құлдырау әсерін тудырмайды, бірақ бірден банктердің кредиттік шарттарын экзогендік жеңілдету арқылы рецессия тәуекелін арттырады. Müller (2022) жылжымайтын мүлік секторында борыш жүктемесінің өсуі – үй шаруашылықтары да, компаниялар да – көбінесе қаржылық тұрақсыздық эпизодтарынан бұрын болатынын атап өтті. Mian et al. (2017) үй шаруашылықтарының ЖІӨ-ге қатысты жаһандық борышының өсуі орта мерзімді перспективада әлемдік экономикалық өсу қарқынының баяулайтынын білдіреді деді. Сонымен қатар, 2000 жылға дейінгі деректерде анықталған тәуелділік 2007 жылдан кейінгі жаһандық өсудің нақты төмендеуін дәл көрсетеді, бұл 2000 жылдардың басында және ортасында үй шаруашылығының берешегінің күрт өсуімен байланысты.

2. Деректер

Қаржылық тұрақтылық индексі. Қаржылық тұрақтылық проксии ретінде біз 2007 жылдан бастап 2024 жылға дейін тоқсан сайын есептелген қаржылық тұрақтылық индексін (ҚТИ) қолданамыз. Бұл көрсеткіш жүйедегі тәуекелдің жалпы деңгейін анықтауға және қаржылық тұрақтылыққа әсер ететін негізгі факторларды ажыратуға мүмкіндік беретін қаржылық стрессті сандық бағалау үшін макроэкономикалық және қаржылық индикаторлардан тұратын композиттік индекс болып табылады. ҚТИ бес сектордың: ақша, қаржы, сыртқы, үй шаруашылығы және корпоративтік сектор индикаторлары негізінде құрылады. ҚТИ есептеу әдістемесі алғаш рет Қазақстанның 2022 жылғы қаржылық тұрақтылығы туралы есепте жарияланды, содан кейін деректер келесі есептерде үнемі жарияланатын болды.

2023 жылдан бастап қаржы жүйесінің ішкі және сыртқы күтпеген өзгерістерге осалдығын өлшеу арқылы орта және ұзақ мерзімді болашақта ықтимал тәуекелдерді бағалау және анықтау мақсатында әзірленген қаржылық осалдық индексі (ҚОИ) туралы ақпарат жарияланатынын атап өткім келеді. Индексті есептеу кезінде көптеген факторлар ескеріледі, олардың арасында кредит нарығындағы борыш мөлшері теңгерімсіздіктің алғашқы белгілерінің бірі болып табылады. ҚОИ кредиттік қаржыландыру динамикасын да көрсететін ерте ескерту индикаторы болғандықтан, осы зерттеу аясында ҚТИ-ды жүйенің қаржылық тұрақтылығының нақты жағдайының көрсеткіші ретінде пайдалану туралы шешім қабылданды.

Кредит. Негізгі түсіндіруші айнымалылар ретінде экономика секторлары бойынша Қазақстанның екінші деңгейдегі банктерінің кредиттері қарастырылады. Секторлық кредиттеудің жиынтық көрсеткіштерінің құрылымында жеке кәсіпкерлерді қоса алғанда, халыққа және бизнеске кредиттер ерекшеленеді. Атап айтқанда, біз өнеркәсіпті, ауыл шаруашылығын, құрылыс, көлік, байланыс, көтерме және бөлшек сауданы кредиттеуді бөліп көрсетеміз. Әрі қарай біз өнеркәсіп пен ауыл шаруашылығын «сауда жүргізілетін

сектор» санатына біріктіреміз, ал қалған салалар тобын Müller және Verner (2024) өз жұмысында, сондай-ақ басқа зерттеушілер халықаралық макроэкономика мәселелері бойынша жұмыстарында жасағандай «сауда жүргізілмейтін секторға» жатқызамыз. Толығырақ талдау үшін біз халыққа берілген кредиттерді оларды беру мақсаттары ипотекалық кредиттеу, тұтынушылық кредиттеу, қарыздың басқа түрлері деп бөлеміз.

Макроэкономикалық деректер. Зерттеуде Ұлттық статистика бюросы жариялайтын өндіру әдісі бойынша есептелген жалпы ішкі өнім (ЖІӨ) бойынша ресми деректер пайдаланылады. Талдау жылдық мәнде жинақталған ағымдағы бағадағы ЖІӨ-нің тоқсандық мәндері негізінде жүргізіледі. Эмпирикалық талдауда біз кредиттер көлемінің ЖІӨ-ге қатынасын (credit-to-GDP ratio) халыққа берілетін кредиттер, сауда жүргізілетін сектордағы бизнеске берілетін кредиттер және сауда жүргізілмейтін сектордағы бизнеске берілетін кредиттер сегменттері бойынша қарастырамыз.

3. Әдіснама

Бұл зерттеуде кредиттердің секторлық бөлінісіндегі өзгерістердің қаржылық тұрақтылыққа динамикалық әсерін бағалау үшін Jorda (2005) ұсынған және Müller және Verner (2024) қолданған жергілікті проекциялар (local projections, LP) тәсілі пайдаланылады. Бұл әдіс шағын іріктемелермен жұмыс істеуде және себеп-салдар байланыстарын талдаудағы артықшылықтарына байланысты таңдалды. LP тәсілі модельдің сипаттамалық қателіктеріне төзімді: ол кез келген сипаттамалық қате аралық артқан кезде қате бағалауға әкелетін VAR рекурсивті болжамдарында болатын қателіктердің жинақталуын болдырмай, әрбір аралық үшін импульстік әсер коэффициенттерін тікелей бағалайды. LP бағалауының дисперсиясы жоғары болғанына қарамастан, олар «low bias» қамтамасыз етеді және сәйкесінше, неғұрлым сенімді тұжырымдарды, әсіресе белгісіздікті бағалау бөлігінде қамтамасыз етеді. Бұл LP-ны динамикалық себеп-салдар әсерін бағалаудың дәлдігі маңызды жағдайларда басты құралға айналдырады. Кредиттерді бөлудегі күтпеген өзгерістердің қаржылық тұрақтылыққа әсерін анықтауға бағытталған зерттеуіміздің мәнмәтінінде LP-ның аз бұрмалануы және үлкен икемділігі бұл әдісті VAR-мен салыстырғанда сенімді және қолайлы етеді. Жергілікті проекциялардың теңдеулерін бағалау үшін біз стандартты қателердің гетероскедастикалыққа және қалдықтардың автокорреляциясына тұрақтылығын қамтамасыз ететін Ньюи-Уэст ковариациялық-матрицалық бағалауды (Newey-West HAC Covariance Matrix Estimation) қолданамыз.

Кредиттерді бөлудің қаржылық тұрақтылыққа әсерін сәйкестендіру үшін біз кредиттерді бөлудің ерекшелігін өзгерте отырып, жергілікті проекциялар негізінде импульстік әсерлерді (impulse responses) құрамыз:

$$\Delta \text{ИФС}_{t+h} = \sum_{j=0}^J \beta_{h,j}^k \Delta d_{t-j}^k + \sum_{j=0}^J \gamma_{h,j} \Delta \text{ИФС}_{t-j} + \epsilon_{t+h},$$

мұнда:

$\Delta \text{ИФС}_{t+h}$ – t уақытынан $t+h$ уақытына дейін қаржылық тұрақтылықтың композиттік индексінің өзгеруі;

Δd_{t-j}^k – $t-1$ уақытынан t уақытына дейін k секторындағы кредиттердің ЖІӨ-ге қатысты өзгеруі;

$h = 1, \dots, H$ – проекцияның аралықтары.

Осы зерттеу шеңберінде біз кредиттеу динамикасын айқындайтын факторларды саралау және талдау міндетін қоймаймыз. Негізгі назар сұраныс немесе ұсыныс тарапынан өзгерістер болсын, кредиттік белсенділіктің өсуіне әсер еткен факторларға қарамастан,

экономика секторлары бойынша кредиттік белсенділіктің артуына қаржылық тұрақтылық көрсеткішінің динамикалық реакциясын бағалауға аударылды.

Базалық модельде қосымша бақылау айнымалылары бірқатар себептерге байланысты қосылмайды. Біріншіден, сипаттамада қаржылық тұрақтылық индексінің лагтары ескерілген, бұл оның меншікті динамикасын бақылауға мүмкіндік береді және қателердің автокорреляциясы тәуекелін төмендетеді. Екіншіден, шектеулі іріктеме жағдайында бақылауды қосу жүйенің өлшемділігінің, мультиколлинеарлықтың өсуіне және бағалау дәлдігінің төмендеуіне әкеледі, бұл кредиттік күтпеген өзгерістерді сәйкестендіруді қиындатады. Үшіншіден, қаржылық тұрақтылықтың композиттік индексінің өзі экономиканың бес негізгі секторынан макро және қаржылық индикаторлардың көп түрін біріктіреді. Осылайша, оның динамикасы базалық макроқаржылық жағдайларды көрсетеді және модельдің реакциясын осы жағдайларға негізделген деп түсіндіруге болады, бұл бақылау ретінде қосымша макроэкономикалық айнымалыларды қосу қажеттілігін азайтады.

Деректер жиілігі мен болжам аралықтарының айырмашылығын бөлек атап өтеміз. Müller және Verner (2024) зерттеуінде жылдық қатарлар қолданылады; олар 10 жылға дейінгі аралықтағы ($H = 10$) әсерлерді бағалайды және кредиттік экспансиялар әдетте 3-4 жылға созылатынын, одан кейін өсу баяулап, өндіріс көлемі қысқаратынын негізге ала отырып, бес лаг ($J = 5$) шамасында алады. Біздің зерттеуімізде тоқсандық деректер қолданылады. Жергілікті проекциялардың аралығы $H = 16$ тоқсан (4 жыл) деңгейінде белгіленген, бұл күтілмеген өзгерістерді берудің қысқа және орта мерзімді фазасын қамтуға және бағалау белгісіздігі айтарлықтай артатын алыс аралықтарды қоспауға мүмкіндік береді. Лагтардың реті $J = 4$ (бір жыл) таңдалды, бұл артық параметрлеусіз инерция мен ықтимал маусымдылықты ескеруді қамтамасыз етеді.

4. Нәтижелер

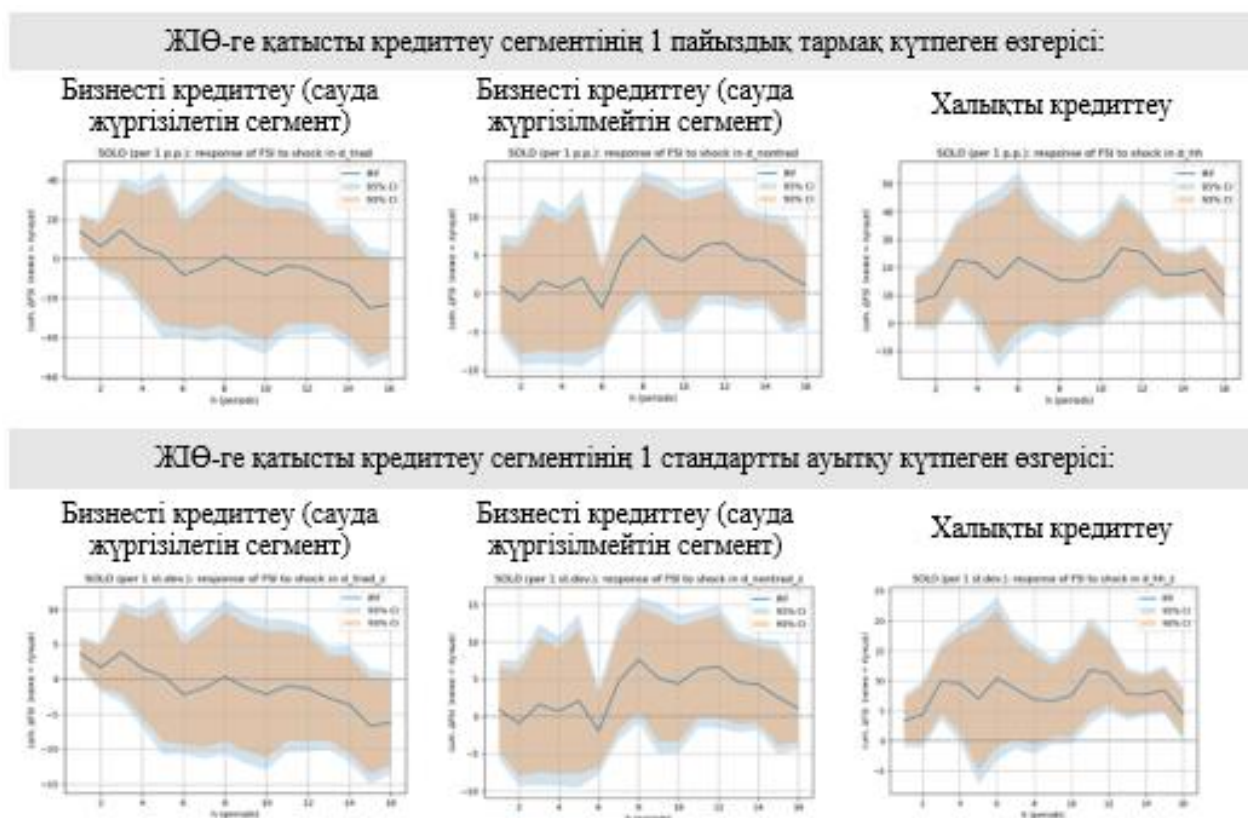
Жергілікті проекцияларды бағалау кредит өсуінің құрылымы қаржылық тұрақтылық үшін маңызды екенін көрсетті. Жергілікті проекция шеңберінде алынған импульстік әсерлер үй шаруашылықтары мен сауда жүргізілмейтін секторға кредит беруді кеңейту ҚТИ-дың біршама нашарлауымен қатар жүретінін көрсетті, ал сауда жүргізілетін секторға кредит беру неғұрлым тұрақтандырушы әсер етеді және қаржылық тұрақтылық тәуекелдерінің төмендегенін көрсетеді (егер ҚТИ өссе, бұл қаржылық тұрақтылық тәуекелдерінің ұлғайғанын, ал төмендесе – олардың азайғанын білдіреді). Бұл ретте сенімділік аралықтарының бір бөлігі нөлдік мәнді қамтиды, бұл нәтижелердің статистикалық маңыздылығын шектейді. Бұл көбінесе іріктеменің шектеулі көлеміне байланысты: 2008 жылғы 4-тоқсаннан бастап 2025 жылғы 1-тоқсанға дейінгі кезеңде тек 66 тоқсан бар, ал лагтар мен болжам аралығын пайдалануды ескере отырып, бақылаулардың тиімді саны шамамен 40-45-ке дейін қысқарады, бұл бағалаудың көп ауытқуына және статистикалық тестілердің маңыздылығының төмендеуіне әкеледі. Соған қарамастан, анықталған заңдылықтар әртүрлі сипаттамаларда сақталады және экономикалық логикаға да, басқа зерттеулердің нәтижелеріне де сәйкес келеді. Сондықтан, іріктеменің шектеулілігіне және сенімділік аралықтарының нөлмен ішінара қиылысуына қарамастан, алынған әсерлерді экономикалық маңызды деп түсіндіруге болады.

ҚТИ-дың жекелеген кредиттеу сегменттеріне реакциясын талдай отырып, біз әсерлердің динамикасындағы айырмашылықтарды байқадық. Сауда жүргізілетін сектор үшін $h = 1-3$ аралығында ҚТИ деңгейінің қысқа мерзімді көтерілуінен кейін әсер теріс болады және кезеңнің соңына дейін сақталады, бұл жалпы тәуекел деңгейінің төмендегенін көрсетеді. Мәселен, $h = 16$ тоқсан аралығында ЖІӨ-дегі сауда жүргізілетін сектор кредиттері үлесінің 1 пайыздық тармаққа ұлғаюы тұрақтандырушы әсер береді және ҚТИ шамамен 20 тармаққа төмендейді (1 стандартты ауытқудағы күтпеген өзгерістер

кезінде – 5 тармақтан астам төмендеу). Сауда жүргізілмейтін секторда, керісінше, тәуекел деңгейінің қысқа мерзімді төмендеуі орташа аралықтарда олардың өсуіне ауысады. $h = 7-13$ тоқсан аралығында ЖІӨ-дегі сауда жүргізілмейтін сектор кредиттері үлесінің 1 пайыздық тармаққа ұлғаюы ҚТИ-дың 5 және одан көп тармаққа өсуімен байланысты (1 стандартты ауытқудағы күтпеген өзгерістер кезінде ұқсас динамика байқалады). Сауда жүргізілетін және сауда жүргізілмейтін сегменттер үшін статистикалық маңызды нәтижелердің болмауына қарамастан, нәтижелер әсерлердің әртүрлі бағыттылығын көрсете отырып, динамикалық байланысты бағалауға мүмкіндік береді. ЖІӨ-де халыққа кредит берудің үлесі өскен жағдайда оң кумулятивті әсер бастапқы аралықтарда тіркеледі (статистикалық маңызды ұлғаю 3-тоқсан аралығында байқалады) және $h = 11$ болғанда ең жоғары деңгейге жетеді (1 пайыздық тармақ күтпеген өзгеріс кезінде ҚТИ-дың деңгейі 25 тармақтан астам және 1 стандартты ауытқу күтпеген өзгеріс кезінде 11 тармақтан астам ұлғайады).

1-сурет

Кредиттеу сегменттеріндегі күтпеген өзгерістерге ҚТИ-дың импульстік әсері



Дереккөзі: авторлар ҚРҰБ деректері негізінде құрған

Секторлар бойынша импульстік әсерлерді түсіндірудегі айырмашылықтарды атап өту маңызды. Сауда жүргізілмейтін сегментте тәуекелдің қысқа мерзімді ($h = 4$ дейін) төмендеуі сауда, құрылыс, қызмет көрсету және көлік секторларында кредиттердің айналымының жоғары болуымен байланысты болуы мүмкін, бұл кірісті тез жасауға және міндеттемелерге қызмет көрсетуге мүмкіндік береді. Алайда, орта және ұзақ мерзімді аралықта ішкі нарықтың теріс үдеуі және валюталық түсімнің болмауы салдарынан тәуекел артады. Сауда жүргізілетін секторда, керісінше, ҚТИ-дың қысқа мерзімді өсуі ($h = 3$ дейін) инвестициялардың бастапқы кезеңіндегі жоғары капитал сыйымдылығы мен борыштық жүктемені көрсетеді, ал ұзақ мерзімді перспективада кредиттер өндірісті кеңейтуге,

экспорттық әлеуеттің және валюталық түсімдердің өсуіне ықпал етеді, бұл қаржылық тұрақтылықты нығайтады.

Алынған нәтижелер банк секторының жүйелік тәуекелдеріне кредиттеудің секторлық бөлінісінің әсері бөлігінде халықаралық әдебиеттердің тұжырымдарымен де сәйкес келеді. Атап айтқанда, сауда жүргізілетін сектордағы осалдықтың төмендеуі осы сегменттегі экспорттық түсімдер мен сапалы кепілмен қамтамасыз етудің тұрақтандырушы рөлі туралы дәлелдерге сәйкес келеді, ал сауда жүргізілмейтін сектор мен үй шаруашылықтарындағы тәуекелдің өсуі ішкі сұраныстың проциклділігі, жылжымайтын мүлік пен қызметтер нарығының шамадан тыс өсуі және аталған сегменттердің борыштық жүктемесінің пайыздық мөлшерлемелерге жоғары тәуелділігі туралы зерттеулермен сәйкес келеді.

5. Тұжырымдама

Нәтижелер кредиттеудің секторлық құрылымы қаржылық тұрақтылықты қамтамасыз ету мәселесінде маңызды рөл атқаратынын көрсетті. Сауда жүргізілмейтін сектор мен үй шаруашылықтарындағы кредиттердің тез өсуі проциклдік тәуекелдерді көтеруге қабілетті және экономиканың ішкі сұраныстың ауытқуына тәуелділігін арттырады. Сонымен қатар, сауда жүргізілетін секторда кредиттер ұзақ мерзімді перспективада экспорттық әлеуетті кеңейту және кірістің сыртқы көздерін нығайту есебінен тұрақтандырушы әсер етеді. Бұл тұжырымдар кредиттеу тек жекелеген сегменттерде ғана шоғырлануы керек дегенді білдірмейді, ресурстардың артық шоғырлануы кезінде туындайтын ықтимал шамадан тыс өсуді теңшеу және тұрақты мониторинг жасау маңызды. Бұл ретте экономиканың құрылымдық өзгерістерін ескеру маңызды: экспорттық әлеует тек өнеркәсіп пен ауыл шаруашылығында ғана емес, сонымен қатар жаңа салаларда да көрінуі мүмкін. Жалпы, нәтижелер кредиттеудің жиынтық көрсеткіштерін ғана емес, сонымен қатар оның сегменттер бойынша бөлінуін мониторингтеу қажеттілігін көрсетеді, өйткені кредит өсуінің жылдамдығы мен сапасы тәуекелдің динамикасына басты әсер етеді.

Зерттеудің шектеулерінің бірі деректердің салыстырмалы түрде қысқа тарихи қатары болып табылады; ол ұзарған сайын бағалау сенімдірек болып, құрылымдық байланыстарды тереңірек анықтауға мүмкіндік береді. Сонымен қатар, осы мәселені корпоративтік секторға тікелей кредиттік ресурстар ұсынатын және тәуекелдердің бөлінуіне әсер ете алатын даму институттары мен арнайы қаржы ұйымдарының рөлін ескере отырып зерттеу орынды. Осы факторларды және оның қаржылық тұрақтылық мәселесінде өзара байланысын ескере отырып, кредиттік нарықтың жиынтық көлемінің салалық бөлінуін зерттеу маңызды болып көрінеді.

Әдебиет

1. Karsten Müller and Emil Verner. (2024). *Credit Allocation and Macroeconomic Fluctuations*. The Review of Economic Studies, 91 (6), 3645-3676. <https://doi.org/10.1093/restud/rdad112>
2. Berrak Büyükkarabacak, Neven T. Valev. (2010). *The role of household and business credit in banking crises*. Journal of Banking & Finance, 34 (6), 1247-1256. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.11.022>.
3. Òscar Jordà, Martin Kornejew, Moritz Schularick, Alan M Taylor. (2022). *Zombies at Large? Corporate Debt Overhang and the Macroeconomy*. Review of Financial Studies, 35(10), 4561–4586. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhac018>
4. Mamonov, Mikhail and Pestova, Anna. (2022). *Bank Credit and the Risk of Recession: The Role of Business Cycle Shocks*. SSRN Working Paper No. 4118596. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4118596>

5. Müller, Karsten. (2023). *Sectoral Credit Booms and Financial Stability*. B Leveraged: The New Economics of Debt and Financial Fragility. University of Chicago Press. <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226816944.003.0012>

6. Atif Mian, Amir Sufi, Emil Verner. (2017). *Household Debt and Business Cycles Worldwide*. The Quarterly Journal of Economics, 132 (4), 1755-1817. <https://doi.org/10.1093/qje/qjx017>

Кредиттік алшақтықты бағалау: шектеулермен Ходрик-Прескотт фильтрі негізіндегі тәсіл

Т. Цукарев, Еуразиялық тұрақтандыру және даму қорының Талдамалық жұмыс департаменті, tsukarev@efsd.org

К. Погосян, Еуразиялық тұрақтандыру және даму қорының Талдамалық жұмыс департаменті, kpoghosyan@efsd.org

К. Лемба, Еуразиялық тұрақтандыру және даму қорының Талдамалық жұмыс департаменті, KLemba@efsd.org

Д. Гришин, Еуразиялық тұрақтандыру және даму қорының, Талдамалық жұмыс департаменті, dgrishin@efsd.org

А. Янушкевич, Еуразиялық тұрақтандыру және даму қорының Жүйелік экономикалық мониторинг және тұрақтандыруды қаржыландыру департаменті, ayanushkevich@efsd.org

Әртүрлі елдердегі кредиттік белсенділіктің динамикасын талдау кредит өсуінің ағымдағы кезеңін экспансионистік деп сипаттауға бола ма және тиісті экономикалар кредиттік циклдің қай сатысында тұр деген негізгі сұрақтарды көтереді. Ақша-кредиттік және макропруденциялық реттеу органдары үшін осы сұрақтарға жауаптардың шешуші маңызы бар: шамадан артық кредиттеу кезеңін уақтылы анықтау жинақталған жүйелік тәуекелдерді жоюға және макроқаржылық тұрақтылыққа нұқсан келтіруі мүмкін кредиттік серпілістерді болдырмауға бағытталған проактивті түзету шараларын қолдануға мүмкіндік береді.

Эмпирикалық зерттеулер кредиттеудің күрт өсу кезеңдері мен кейінгі қаржылық дағдарыстар арасындағы орнықты байланысты көрсетеді. Мәселен, Kaminsky et al. (1998), Kaminsky and Reinhart (1999), Borio and Lowe (2002a), Borio and Lowe (2002b), Alessi and Detken (2011), Jorda et al. (2011), Gourinchas and Obstfeld (2012), Mendoza and Terrones (2012), Schularick and Taylor (2012) жұмыстары кредиттеудің шамадан артық өсуінің индикаторлары қаржы жүйесіндегі осалдықтардың ерте сигналдарын анықтауға мүмкіндік беретінін сенімді түрде көрсетеді.

Ерте ескертудің ең танымал және кеңінен пайдаланылатын индикаторларының бірі – кредиттің ЖІӨ-ге нақты арақатынасының оның бағаланған ұзақ мерзімді трендінен ауытқуы ретінде анықталатын шама. Borio and Lowe (2002a) ұсынған және кейіннен Базель III келісімі шеңберінде институционалданған кредиттік алшақтық кредиттеуді аномалиялы түрде кеңейту кезеңдерін анықтауға ғана емес, сондай-ақ қаржы жүйесінің оның орнықты тепе-теңдігінен ауытқу дәрежесін сандық тұрғыдан бағалауға мүмкіндік береді.

Халықаралық есеп айырысу банкі (ХЕБ) ұсынған, $\lambda=400\,000$ реттеу параметрі бар біржақты Ходрик–Прескотт фильтріне (НР-фильтр) негізделген (Hodrick and Prescott, 1997; BCBS, 2010) кредиттік алшақтықты есептеу әдісі кеңінен танымал болуына және реттеушілер тарапынан мойындалғанына қарамастан, академиялық қауымдастық пен практик экономистер тарапынан қатты сынға ұшырады. Бұл сын бірнеше негізгі аспектіге бағытталған: фильтрдің статистикалық ерекшеліктері, цикл ұзақтығы туралы болжамдарға және реттеу параметрін таңдауға тәуелділігі, сондай-ақ оны нақты уақытта қолдануға байланысты практикалық проблемалар (Edge and Meisenzahl, 2011; Drehmann and Tsatsaronis, 2014; Безбородова және Новопольцев, 2017; Дерюгина и Пономаренко, 2017; Hamilton, 2018).

Жұмыста ХЕБ ұсынған тәсіл базалық әдіснама ретінде пайдаланылады. Бұл тәсілдің белгілі шектеулері ескеріле отырып, жұмыста қосымша екіжақты НР-фильтр негізінде кредиттік алшақтық есептеледі. Нәтижелерді салыстыру трендік

компоненттердің динамикасындағы айырмашылықтарды анықтауға және фильтрді таңдаудың кредиттік алшақтық бағалауына тигізетін әсерін бағалауға мүмкіндік береді. Екіжақты HP-фильтр болашақ бақылауды қоса алғанда, барлық қолжетімді ақпаратты пайдалана отырып, трендік компоненттің неғұрлым дәл ретроспективтік бағалауын қамтамасыз етеді. Алайда, жаңа деректер түскен кезде ол бүкіл уақыттық қатар үшін тренді қайта есептейді. Екіжақты HP-фильтрден айырмашылығы біржақты

HP-фильтр t уақыт кезінде есептелген трендік компоненттің болашақта қайта қаралмайтынына кепілдік береді. Бұл реттеушілік шешімдердің нақты уақытта қайшы келмейтінін және жаңғыртылуын қамтамасыз етеді.

Жұмыстың негізгі үлесі біржақты және екіжақты HP-фильтрлердің артықшылықтарын біріктіретін кредиттік алшақтықты есептеудің өзгертілген тәсілін ұсынуды білдіреді. Атап айтқанда, біз трендік компонентке қатысты екіжақты HP-фильтрдің динамикасы негізінде сараптамалық түрде қалыптастырылатын сызықтық шектеулері бар біржақты HP-фильтрді пайдалануды ұсынамыз. Мұндай шектеулердің қажеттілігі туралы шешім қабылдау үшін бутстреп-қайталауларға негізделген өлшемшарт әзірленген: егер біржақты және екіжақты HP-фильтрлердің бағалауы арасындағы айырмашылық статистикалық тұрғыдан маңызды болса, онда ауытқу кезеңдерінде біржақты модельге шектеулер енгізіледі.

Жұмыста экономикада кредиттік циклдің ұзақтығын талдау негізінде λ реттеу параметрінің оңтайлы мәнін іздеуге ерекше назар аударылады.

ХЕБ-нің тоқсандық деректер үшін $\lambda=400\ 000$ реттеу параметрін пайдалану туралы ұсынымында кредиттік циклдің орташа ұзақтығы шамамен 30 жылды құрайды деп болжанады (BCBS, 2010; Galán, 2019). Алайда эмпирикалық зерттеулер бұл болжамның әрдайым дұрыс бола бермейтінін көрсетеді және барлығы цикл әлдеқайда қысқа деген пікірге келіседі. λ параметрін оңтайландыру тәсілдерінің бірі уақыт қатарының спектрлік тығыздығын талдауға негізделген. Талданатын әрбір ЕТДҚ-ға қатысушы ел үшін осы тәсілді қолдана отырып, λ параметрінің оңтайлы мәндері анықталды (Қазақстан үшін 173-тен бастап Ресей үшін 523-ке дейін, бұл кредиттік циклдің тиісінше 4 жылдан 7 жылға дейін ұзақтығына сәйкес келеді). Бұл жан-жақты параметрдің жоқтығы және әрбір нақты экономиканың кредиттік циклінің ерекшелігіне сәйкес оны калибрлеу қажеттілігі туралы тезисті растайды.

Сонымен қатар жұмыста кредиттің ЖІӨ-ге арақатынасы көрсеткішінің динамикасын кемінде екі тоқсан алға болжау арқылы «соңғы нүкте» проблемасын шешу ұсынылды. Мұндай болжамды құру үшін жұмыста қалдықтарды бутстреп жасау рәсімімен толықтырылған $ARIMA(p,d,q)$ моделін пайдалану ұсынылады. Фильтрлеу мақсаттары үшін нақты болжам ретінде бутстреп іріктеуді бөлуден алынған медианалық мән қабылданады.

Біз жұмыстың практикалық маңыздылығын арттыру үшін деректерді дайындаудан және оңтайлы λ параметрін анықтаудан бастап сараптамалық шектеулері бар біржақты және екіжақты HP-фильтрлерді қолдануға дейінгі алты кезеңді қамтитын кредиттік алшақтықты бағалау алгоритмін ұсындық. Нақты деректер негізінде біздің тәсілдің ЕТДҚ-ға мүше елдер үшін кредиттік алшақтықтың теңгерімді және мейлінше орнықты бағалауды алуға мүмкіндік бергенін көрсетті.

Осылайша, жұмыста ұсынылған тәсіл нақты уақыт жағдайында кредиттік алшақтықтың тұрақтылығын, түсіндірілуін және операциялық қолданылуын арттыруға бағытталған, бұл әсіресе уақыт қатарлары салыстырмалы түрде қысқа және құбылмалы елдер үшін (көптеген дамушы экономикаларға тән) өзекті.

Негізгі сөздер: кредиттік алшақтық, кредиттік цикл, Базель III, тренд, Ходрик–Прескотт фильтрі, сараптамалық шектеулер, бутстреп-модельдеу.

JEL-жіктеу: C18, C22, E32, E44, E58, G01, G28

<https://efsd.org/research/working-papers/rabochiy-dokument-otsenka-kreditnogo-razryva-podkhod-na-osnove-filtra-khodrika-preskotta-s-ograniche/>

<https://efsd.org/en/research/working-papers/working-paper-measuring-credit-gaps-a-restricted-hodrick-prescott-filter-approach/>

https://efsd.org/upload/iblock/87a/3s79ry2lktym0rytf4gsxlqvjcpzaw3u/EFSD_WD_MSG_26_1_2026_03_04.pdf

https://efsd.org/upload/iblock/a46/y1ij33eeflbfiyhlezx2gsdmoxc53cj15/EFSD_WD_MSG_EN_26_1_2026_03_04.pdf



4 сессия.

**Қазақстандық капитал: макро және
микро көзқарас**

Қазақстанның егеменді кредиттік тәуекелінің драйвері ретінде сыртқы және ішкі күтпеген өзгерістер: эмпирикалық SVAR CDS талдауы

А. Бриншинов, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Монетарлық операциялар департаменті, Almaz.Brinshinov@nationalbank.kz

Зерттеуде SVAR-модель негізінде Қазақстанның егеменді кредиттік дефолттық своптарының (SCDS) динамикасына әсер ететін факторларға құрылымдық талдау жүргізіледі. 2018-2025 жылдар аралығындағы ай сайынғы деректер негізінде сыртқы күтпеген өзгерістердің (мұнай бағасы, VIX жаһандық құбылмалылық) және ішкі макроэкономикалық жағдайлардың (іскерлік белсенділік индексі, инфляция, айырбастау бағамы және ақша нарығының мөлшерлемесі) әсері бағаланады. Нәтижелер мұнайдың және валютаның күтпеген өзгерістері, сондай-ақ жаһандық белгісіздік SCDS-тің негізгі драйвері болатынын, ал ішкі инфляциялық және монетарлық күтпеген өзгерістердің әсері қысқа мерзімді кезеңмен шектелген болатынын көрсетеді. Жұмыс Қазақстанның егеменді тәуекелінің детерминанттарын алғашқы құрылымдық бағалауды білдіреді және елдің қаржылық орнықтылығын арттыру үшін шикізатқа және валютаға қатысты тәуекелдерді басқарудың маңыздылығын көрсетеді.

Автор осы зерттеуді дайындау кезінде деректер ұсынғаны және әдіснамалық қолдау көрсеткені үшін Қазақстан Ұлттық Банкінің Монетарлық операциялар департаментіне ризашылығын білдіреді. Әсіресе әріптестері Б.А. Вахидовқа, Д.Ә. Аюбаевқа және Э.Е. Арнабековаға жұмыстың талдамалық бөлігін жетілдіруге ықпал еткен құнды түсініктемелер, талқылаулар мен сараптамалық ескертулер үшін ерекше алғыс білдіреді. Нәтижелерге түсіндірме беру және ықтимал дәлсіздіктер үшін жауапкершілік толығымен авторға жүктеледі.

Негізгі сөздер: егеменді кредиттік дефолттық своптар (CDS); мұнайдың күтпеген өзгерістері; жаһандық құбылмалылық (VIX); айырбастау бағамы; құрылымдық VAR-модель (SVAR).

JEL-жіктеу: C58, G15.

1. Кіріспе

Жаһандық және өңірлік өзара байланыстың күшеюі және әлемдегі нарықтың жоғары құбылмалылығы жағдайында егеменді кредиттік тәуекелді бағалау проблемасы макроэкономикалық және қаржылық талдаудың негізгі бағыттарының біріне айналып отыр. Қазақстан сияқты ашық шикізат экономикасы үшін бұл проблема ерекше мәнге ие болады: мұнай бағасының, жаһандық белгісіздік динамикасының, ішкі макроэкономикалық тұрақтылықтың және жүргізіліп жатқан ақша-кредит саясатының өзгерістері егеменді кредиттік дефолттық своптардың (SCDS) динамикасында көрінетін инвесторлардың көңіл-күйіне және дефолт ықтималдығына әсер ететін өзара байланысты факторлар кешенін қалыптастырады.

SCDS – бұл мемлекет референттік эмитент болатын, ал инвесторлар дефолт тәуекелінен қорғалатын қаржылық келісімшарттар. SCDS нарық белгілеген егеменді дефолттан сақтандыру бағасын көрсетеді: спред неғұрлым кең болса, мемлекеттің қабылданатын кредиттік тәуекелі соғұрлым жоғары болады, неғұрлым тар болса – тәуекел соғұрлым төмен. Дефолт не экономикалық ресурстардың жетіспеушілігінен, не міндеттемелерді төлеуден бас тарту жөніндегі саяси шешімнен туындауы мүмкін (Yu, 2016). Осылайша, CDS-спредтердің шамасы егеменді эмитенттің кредиттік тәуекелінің нарықтық индикаторы болады және қаржы нарықтарының қатысушыларына дефолт тәуекелін

хеджирлеуге мүмкіндік береді, бұл халықаралық қаржы жүйесінің орнықтылығын арттырады (Aytekin & Abdioglu, 2021).

1995 жылы JP Morgan Chase алғаш рет әзірлеген CDS-келісімшарттар қысқа мерзім ішінде жаһандық қаржы нарығының анағұрлым өтімді және ақпаратты құралдарының біріне айналды. ISDA деректеріне сәйкес 2022 жылғы маусымға қарай белсенді CDS-шарттардың жиынтық номиналы 9,3 трлн АҚШ долларына жетті, бұл жайт құралдардың осы сыныбының ауқымы мен маңыздылығын көрсетеді. Макроэкономикалық және саяси тұрақсыздық дәстүрлі түрде жоғары болатын дамушы экономикаларда CDS-спредтер қарыз алу құнын және егеменді тәуекелді қабылдауды бағалауда ерекше маңызды рөл атқарады (Yuan & Pongsiri, 2015). CDS-спредтердің өсуі инвесторлар мен кредиторларға дефолттың жоғары тәуекелі жөнінде белгі береді, бұл мемлекет үшін қарыз алудың қымбаттауына, қаржыландыру шарттарының нашарлауына және егеменді кредиттік рейтингтің әлеуетті төмендеуіне алып келеді (Aizenman et al., 2013).

CDS-спредтердің Moody's, Fitch Ratings немесе Standard & Poor's агенттіктерінің рейтингтік бағаларына қарағанда анағұрлым жылдам реакция беретіні маңызды, өйткені олар талдаушылардың дискретті шешімдерін емес, нарықтардың ағымдағы күтулерін көрсетеді. Flannery et al. (2010) және Damodaran (2023) зерттеулері көрсеткендей, CDS-нарық дағдарыс кезінде, оның ішінде 2008 жылғы дағдарыста жаһандық конъюнктураның нашарлауына кредиттік рейтингтердегі өзгерістерге қарағанда анағұрлым жылдам жауап берді, бұл CDS-ті тәуекелдің неғұрлым жедел индикаторы етеді.

Қазақстанның егеменді CDS талдаудың практикалық маңыздылығы елдің бағалы қағаздарын капиталдың халықаралық нарықтарында белсенді орналастыру жағдайында күшеюде. 2024 жылы Қазақстан Республикасы 10 жылдық еурооблигацияларды орналастырды, ал 2025 жылы айналыс мерзімі 5, 7 және 12 жыл болатын жаңа шығарылымдар жүргізілді. Екі жылда орналастырудың жиынтық көлемі шамамен 5,5 млрд АҚШ долларын құрады. Егеменді қарыз алу құны инвесторлар қабылдайтын кредиттік тәуекелге тікелей байланысты болғандықтан, CDS-спредтердің динамикасын айқындайтын факторларды түсінудің академиялық, сол сияқты қолданбалы маңызы болады. Теорияда тәуекелсіз мөлшерлемеге қатысты егеменді облигациялар бойынша сыйлықақы (US Treasuries) дефолт ықтималдығының нарықтық бағасын және кредиттік тәуекел үшін инвесторлар талап ететін өтемді көрсететін CDS-спредпен тығыз байланысты. Демек, CDS детерминанттарын зерттеу Қазақстанның сыртқы қарыз алу құнын қалыптастыру тетіктерін және елдің халықаралық капитал нарықтарына қол жеткізуіне әсер ететін факторларды жақсы түсінуге мүмкіндік береді.

Қазақстанның CDS зерттеулері үшін Guo et al (2020) нәтижелері қосымша уәждеме береді. Авторлар өз экономикасының салыстырмалы түрде шағын көлеміне қарамастан, Қазақстан CDS-нарықтардың өңірлік желісінде орталық позицияға ие екенін анықтады: қазақстандық CDS-тің лаг өзгерістері статистикалық тұрғыдан алғанда Қытай, Үндістан, Малайзия, Оңтүстік Корея, Таиланд және басқа да елдердің CDS динамикасын болжайды. Қазақстан барлық азиялық эмитенттер арасында неғұрлым күшті озыңқы әсерді көрсетіп отыр, бұл экономиканың мұнай бойынша күтпеген өзгерістерге жоғары тәуелділігімен, квазиегеменді борыш нарығы құрылымының ерекшеліктерімен және халықаралық қаржы ағынына ықпалдасуымен түсіндіріледі. Бұл қорытынды Қазақстанның өңірдегі кредиттік тәуекелді берудегі жүйелі рөлін көрсетеді және оның CDS-спредтерінің детерминанттарын терең талдау қажеттілігін күшейтеді.

Ауқымды халықаралық әдебиетке қарамастан, Қазақстанның егеменді CDS-не арналған зерттеулер жоқ. Қазақстан – негізгі сыртқы күтпеген өзгерістер (мұнай бағасы, жаһандық құбылмалылық), ішкі макроқаржылық жағдайлар (инфляция, валюта бағамы, ақша-кредит саясаты) және құрылымдық ерекшеліктер (экспортқа тәуелділік, мұнай кірісі)

кредиттік тәуекелді қабылдау динамикасын айқындайтын әдеттегі ашық шикізат экономикасы.

Бұл жұмыстың мақсаты – 2018-2025 жылдары Қазақстанның SCDS-не сыртқы және ішкі макроэкономикалық күтпеген өзгерістердің әсерін алғаш рет құрылымдық сипаттау және саны бойынша бағалау. Бұл үшін жаһандық және ішкі факторлардың әсерін бөлуге мүмкіндік беретін блоктар бойынша экзогендігі бар құрылымдық векторлық авторегрессия (SVAR) моделі қолданылады. Импульстік әсерді талдау (IRF) CDS вариациясының негізгі көздерін сәйкестендіруге және әсер ету күші мен жылдамдығы бойынша күтпеген өзгерістерді реттеуге мүмкіндік береді.

Осы зерттеу Қазақстанның CDS детерминантының бірінші құрылымдық бағасын қалыптастырады және макроқаржылық саясатта, борыштық орнықтылықта және дамушы экономикалардың тәуекелдерін басқаруда одан әрі зерттеулер үшін негіз ұсына отырып, егеменді тәуекел туралы әдебиетке үлес қосады.

2. Әдебиетке шолу

Егеменді кредиттік дефолттық своптар (CDS) мемлекеттің кредиттік тәуекелінің неғұрлым ақпараттық және нарыққа бағдарланған индикаторларының бірі болады. Олар макроэкономикалық, қаржылық және саяси жағдайларға тәуелді болуына байланысты зерттеушілердің елеулі назарын аударады (Bomfim, 2022). Әдебиетте CDS-спредтер факторларын талдаудың бірнеше негізгі бағыттары қалыптасты.

Неғұрлым зерделенген факторлардың бірі – макроэкономикалық белсенділік. Matsumura & Vicente (2010), Baldacci et al. (2011), Tang & Yan (2010) және Brandorf & Holmberg (2010) зерттеулері экономикалық өсудің жеделдеуі CDS-спредтердің төмендеуіне ықпал ететінін растайды, өйткені ол фискалдық тұрақтылықты қабылдауды жақсартады, дефолт ықтималдығын төмендетеді және инвесторлардың сенімін күшейтеді. PMI немесе ұқсас индекстер сияқты жоғары жиілікті индикаторлар да CDS динамикасымен күрделі байланысты көрсетеді (Bekaert et al., 2019; Garcia & Rigobon, 2018).

Тағы бір маңызды фактор – айырбастау бағамының динамикасы. Carr & Wu (2007), Liu & Morley (2012), Bordo et al. (2009) және Wang et al. (2013) жұмыстарында ұлттық валюта бағамының өзгеруі шетел валютасындағы борышқа қызмет көрсету құнын арттыратыны, сыртқы осалдықты ұлғайтып, CDS-спредтердің кеңеюіне алып келетіні аталды.

Инфляция негізгі мәнді құрайды, ол макроэкономикалық тұрақсыздық арнасы мен инвесторлардың сенімін төмендету арқылы CDS-сыйлықақыларының кеңеюіне әсер етеді (Beirne & Fratzscher, 2013; Aytekin & Abdioglu, 2021). Жоғары инфляция болашақ ақша-кредит саясатына қатысты белгісіздікті арттырады, бағамды күрт түзету тәуекелін ұлғайтып, экономиканың номиналды тұрақтану сапасын нашарлатады.

Бір мезгілде ішкі ақша нарығының шарттарын және монетарлық биліктің инфляциялық және валюталық тәуекелдерге реакциясын көрсететін пайыздық мөлшерлемелер де елеулі рөл атқарады. Augustin et al. (2018), Gupta et al. (2020) және Naifar (2020) жұмыстарында дамушы экономикаларда қысқа мерзімді мөлшерлемелердің көтерілуін нарық өтімділіктің стрестік шарттарының белгісі ретінде жиі түсіндіретіні көрсетіледі, бұл CDS өсуіне алып келеді.

Шикізатты экспорттаушы елдер үшін негізгі фактор – мұнай бағасы. Broda (2004), Mohaddes & Pesaran (2016), Hussain et al. (2019), Ertuğrul et al. (2017) және Barros (2020) зерттеулері мұнай бағасының өсуі егеменді тәуекелдерді төмендетіп, CDS-спредтердің тарылуына әкелетінін, экспорттаушы елдердің сыртқы және фискалдық теңгерімін жақсартатынын көрсетеді.

Бірқатар жұмыстарда «risk-off» режимінің жаһандық индикаторы ретінде VIX индексі пайдалана отырып, жаһандық белгісіздіктің CDS-қа әсері талданады. Augustin et al.

(2018), Brown & Choudhury (2020) және Ceylan (2023) зерттеулерінде VIX өсуі капиталдың әкетілуі және тәуекел сыйлықақысының ұлғаюы салдарынан қалыптасып келе жатқан нарықтары бар елдерде CDS-спредтердің кең көлемде өсуіне әкелетіні көрсетіледі.

Елдер арасында егеменді тәуекелдің таралуын зерттеу – әдебиеттің маңызды бағыты. Ang & Longstaff (2013) және Saceres et al. (2010) жұмыстарында жаһандық факторлар CDS үндестігінің едәуір бөлігін түсіндіретіні көрсетіледі. Азия контекстінде Guo et al. (2020) зерттеуі негізгі болады, онда Қазақстан егеменді кредиттік тәуекелдің өңірлік желісінде орталық орынды иеленетіні көрсетіледі: оның CDS-нің лагты өзгерістері басқа Азия елдерінің CDS-ін жүйелі түрде болжап отырады. Қазақстан барлық зерттелген эмитенттер арасында ең үлкен болжамдық күшті көрсетеді, бұл мұнай циклдеріне жоғары тәуелділікпен және квазимемлекеттік борыш нарығы құрылымының ерекшеліктерімен түсіндіріледі. Авторлар Қазақстанның CDS нарығының салыстырмалы түрде төмен өтімділігі мен бағаның жаңа ақпаратқа жоғары тәуелділігі CDS-тің анағұрлым күрт және ерте өзгеруіне алып келетінін атайды, бұл оның өңірде егеменді тәуекелдерді таратудағы озыңқы рөлін күшейтеді.

Соңғы жылдары ғылыми жұмыстарды жазу кезінде COVID-19 жаһандық пандемиясына көп көңіл бөлінеді. Pan et al. (2021), Kartal (2020), Daehler et al. (2021) және Ceylan (2023) пандемия көптеген дамушы экономикаларда CDS-спредтердің күрт кеңею драйверлерінің біріне айналғанын көрсетеді, бірақ жекелеген эпидемиологиялық көрсеткіштер (аурулардың, өлімнің саны) статистикалық тұрғыдан айтарлықтай әсер етпейді.

Дамушы елдердің SCDS туралы әдебиеттердің ауқымдылығына қарамастан, ғылыми базада Қазақстанның CDS-іне арналған зерттеулер шамамен жоқ.

Осы зерттеу қазақстандық CDS-спредтердің алғашқы құрылымдық зерттеуін, блоктық экзогендігі бар SVAR-моделін қолдануды, сыртқы және ішкі күйзелістерге CDS реакцияларын егжей-тегжейлі бағалауды, ЖІӨ прокси ретінде BAI іскерлік белсенділігінің жоғары жиілікті индексіні пайдалануды, COVID-19 пандемиясын және мұнайдың күтпеген өзгерістерін қоса алғанда, 2018-2025 жылдар кезеңін талдауды ұсына отырып, көрсетілген алшақтықты толтырады.

3. Деректер

Эмпирикалық талдау жүргізу үшін 2018 жылғы қаңтар – 2025 жылғы қазандағы ай сайынғы деректер пайдаланылды. Негізгі макроэкономикалық және қаржылық көрсеткіштер: Қазақстанның 5 жылдық долларлы кредиттік дефолттық своптарының спредтері (CDS), Brent маркалы мұнайдың бағасы, АҚШ долларының теңгеге қатысты бағамы (USD/KZT), VIX индексі, CPI инфляциясы және TONIA ақша нарығының мөлшерлемесі – Bloomberg жүйесінен алынды. Іскерлік белсенділік индексі (Business Activity Index, BAI) Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің ресми сайтынан алынды.

Зерттеуде пайдаланылатын эндогендік айнымалылар мынадай айқындалады:

$$Y_t = [Oil_t, VIX_t, BAI_t, CPI_t, ER_t, INT_t, CDS_t]$$

мұнда:

Oil_t – кезең соңындағы мұнай бағасы;

VIX_t – кезең соңындағы S&P500 құбылмалылық индексі;

BAI_t – кезең соңындағы іскерлік белсенділік индексі;

CPI_t – кезең соңындағы Қазақстандағы жылдық инфляция;

ER_t – кезең соңындағы АҚШ долларының теңгеге айырбастау бағамы;

INT_t – кезең соңындағы ақша нарығындағы TONIA мөлшерлемесі;

CDS_t – кезең соңындағы 5 жылдық CDS бойынша спредтер.

1-сурет



1-кесте

Статистика

	Mean	Max.	Min.	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis
<i>Oil</i>	72.80	122.84	22.74	17.71	-0.13	4.00
<i>VIX</i>	19.92	53.54	12.12	7.08	1.82	7.65
<i>BAI</i>	49.73	53.09	36.42	2.37	-3.06	15.25
<i>CPI</i>	9.41	21.30	4.80	4.09	1.22	3.74
<i>ER</i>	433.90	548.97	318.31	53.51	-0.10	2.61
<i>INT</i>	12.05	17.63	7.89	3.43	0.22	1.43
<i>CDS</i>	109.98	303.63	56.20	55.05	1.63	5.18

Барлық көрсеткіштер олардың салыстырмалылығы мен стационарлығын қамтамасыз ету үшін алдын ала түрлендірілді, бұл VAR/SVAR-модельдерін бағалаудың міндетті шарты болып табылады. Логарифмдеу CDS-ке, мұнай бағасына, АҚШ долларының теңгеге бағамына, VIX және BAI көрсеткіштеріне қолданылды; модельге олардың шамамен өсу қарқыны ретінде түсіндірілетін алғашқы айырмашылықтары кіреді. Инфляция мен TONIA алдыңғы айға қатысты өзгерістер түрінде енгізіледі.

Негізгі айнымалылардан басқа модельге COVID-19 экзогенді жалған айнымалысы енгізілген. Редуцияланған VAR-модельдің нәтижелері CDS теңдеуіндегі COVID-dummy коэффициенті статистикалық маңызды тұрғыдан 5%-дық деңгейде екенін көрсетеді. Сонымен қатар, пандемияның егеменді тәуекелге негізгі әсері модельде мұнай бағаларының динамикасы, жаһандық қаржылық құбылмалылық және айырбастау бағамы арқылы көрінеді. Осыған байланысты COVID-dummy ең алдымен қосұлы макроэкономикалық факторлармен толық түсіндірілмеген пандемия кезеңінің ерекше әсерлерін ескеруге мүмкіндік беретін бақылау айнымалысы ретінде пайдаланылады.

Проксиге ретінде жалпы ішкі өнім (ЖІӨ) көрсеткіші үшін іскерлік белсенділік индексі (BAI) пайдаланылады. ЖІӨ дәстүрлі түрде экономикалық белсенділіктің негізгі көрсеткіші ретінде қаралатынына қарамастан, оның тоқсандық кезеңділігі және жарияланымның кешігуі қаржы нарықтарын зерттеулерде қолдану мүмкіндіктерін шектейді. Қазіргі заманғы

макроэкономикалық әдебиет PMI (Purchasing Managers' Index) сияқты жоғары жиілікті индикаторларды жиі қолданады, өйткені олар экономикалық ахуалдың өзгерістерін жедел бақылауға мүмкіндік береді және нарық қатысушыларына нақты уақыт режимінде қол жетімді ақпаратты көрсетеді (Stock & Watson, 2002; Giannone et al., 2008; Banbura & Modugno, 2014). BAI іскерлік белсенділікті ай сайынғы бағалауды ұсына отырып, Қазақстан экономикасы үшін ұқсас функцияны орындайды. Осыған байланысты, егеменді CDS-спредтердің қысқа мерзімді динамикасын талдау үшін ЖІӨ-мен салыстырғанда BAI-ді пайдалану неғұрлым ұтымды болып көрінеді.

Алынған деректер жиынтығы келісілген, стационарлық (түрлендірулерден кейін) және құрылымдық VAR-модельде одан әрі қолдану үшін жарамды болып табылады.

4. Әдіснама

Қазақстанның егеменді CDS-спредтерінің макроэкономикалық детерминанттары құрылымдық векторлық авторегрессиялық модельді (SVAR) пайдалана отырып талданады. Бұл тәсіл құрылымдық күтпеген өзгерістерді сәйкестендіруге және олардың CDS-қа әсерін зерттеуге мүмкіндік береді, бұл әсіресе ашық шикізаттық экономикалар үшін маңызды. Әдіснама Sims (1980), Bernanke (1986), Cushman & Zha (1997) классикалық жұмыстарына негізделген және Gürel (2021) бағдарламасында қолданылған қысқа мерзімді құрылымдық шектеулерді құру логикасын қайталайды. Әдіснама Sims (1980), Bernanke (1986), Cushman & Zha (1997) классикалық еңбектеріне негізделген және Gürel (2021) қолданған қысқа мерзімді құрылымдық шектеулерді құру логикасын қайталайды.

SVAR үлгісінің құрылымдық нысаны мына теңдеумен беріледі:

$$AY_t = A_0 + A_1(L)Y_{t-1} + \dots + A_p(L)Y_{t-1} + B\varepsilon_t, \quad (4.1)$$

мұнда A – лездік (contemporaneous) өзара байланыстар матрицасы;

B – құрылымдық күтпеген өзгерістер матрицасы;

$A_i(L)$ – полиномиалдық лаг операторлары;

ε_t – ортогоналды құрылымдық инновациялар.

(4.1) теңдеуі редуцияланған мына нысанға өзгертіледі:

$$Y_t = C(L)Y_{t-1} + u_t, \quad u_t = A^{-1}B\varepsilon_t, \quad (4.2)$$

Редуцияланған нысандағы кателердің ковариациялық матрицасымен:

$$\Sigma_u = A^{-1}BB'(A^{-1})'.$$

Модельді бағалау алдында барлық айнымалылар Augmented Dickey-Fuller (ADF) және Phillips-Perron (PP) (қосымша) тестерінің көмегімен стационарлыққа тексерілді. Қосымшада ұсынылған автокорреляциялық және жеке автокорреляциялық функциялардың (ACF және PACF) графиктері қосымша талданды. VAR-модель лагтарының оңтайлы саны AIC, HQIC және SBIC ақпараттық критерийлері, сондай-ақ қалдық автокорреляцияға арналған *Lagrange multiplier (LM)* тестінің нәтижелері негізінде айқындалды. AIC және FPE критерийлері екі лаппен оңтайлы ерекшелікті көрсетеді, ал SBIC неғұрлым консервативті критерийі лагсыз модельді ұсынады. Осыған қарамастан, лагсыз ерекшелік VAR/SVAR-модельдерді талдаудың негізгі объектісі болып табылатын айнымалылар арасындағы динамикалық өзара байланысты ескеруге мүмкіндік бермейді. Ай сайынғы деректердің жиілігі мен макроэкономикалық және қаржылық күтпеген өзгерістердің әсері әдетте уақытша лаппен іске асырылатынын ескере отырып, базалық ерекшелік ретінде қиыстыру сапасы, модельдің динамикалық толықтығы және нәтижелердің экономикалық түсіндірілуі арасындағы теңгерімді қамтамасыз ететін VAR (2) моделі таңдалды. Алынған ерекшелік орнықтылық талаптарына сай келеді, өйткені сипаттамалық полиномның барлық

өзіндік мәндері бір шеңбер ішінде орналасқан. Барлық диагностикалық тесттердің нәтижелері қосымшада келтірілген.

Jarque – Bera қалыпты тестін пайдалана отырып, VAR-модель қалдықтарының тарату қасиеттері қосымша талданды. Нәтижелер қалдықтардың бірлескен қалыптылығы туралы гипотезаның қабылданбайтынын көрсетеді. Қалыпты жағдайдан ауытқуға негізгі үлесті мұнай бағасының, инфляцияның және айырбастау бағамының теңдеулері қосады, олар үшін статистикалық маңызды ассиметрия мен жоғары эксцесс байқалады. Мұндай нәтиже дағдарыс, айырбастау бағамының күрт өзгерістерін және шикізаттық күтпеген өзгеріс кезеңдерін қамтитын макроэкономикалық және қаржылық уақыт қатарлары үшін үшін тән. Сонымен қатар CDS теңдеуі үшін қалыпты гипотезасы ($p = 0.747$) да қабылданады, бұл зерттеудің негізгі тәуелді ауыспалылығын түсіндіру тұрғысынан оң нәтиже болып табылады. VAR-процесінің орнықтылығын, қалдық автокорреляцияның болмауын және құрылымдық сәйкестендірудің дұрыстығын ескере отырып, жекелеген теңдеулердің анықталған қалыпты еместігі SVAR-талдауды одан әрі жүргізуге кедергі келтірмейді

Блоктық экзогенділік тұжырымдамасына (Cushman & Zha, 1997; Gürel, 2021) сәйкес - Oil және VIX - сыртқы ауыспалылар Қазақстан үшін экзогенді болып саналады, бұл елдің шикізат нарықтарындағы баға алушы ретіндегі мәртебесін және жаһандық қаржы индикаторларына ықпалының шектеулі екенін көрсетеді. Ішкі блокқа BAI, CPI, ER, INT және CDS кіреді.

Жүйенің құрылымдық нысаны былайша жазылады:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & NA & 1 & NA & 0 & 0 \\ NA & NA & 0 & 0 & 1 & NA & 0 \\ 0 & 0 & NA & 0 & 0 & 1 & 0 \\ NA & NA & NA & NA & NA & NA & 1 \end{bmatrix}}_A \underbrace{\begin{bmatrix} u_{Oil_t} \\ u_{VIX_t} \\ u_{BAI_t} \\ u_{CPI_t} \\ u_{ER_t} \\ u_{INT_t} \\ u_{CDS_t} \end{bmatrix}}_{u_t} = B \underbrace{\begin{bmatrix} \varepsilon_{oil,t} \\ \varepsilon_{vix,t} \\ \varepsilon_{bai,t} \\ \varepsilon_{cpi,t} \\ \varepsilon_{er,t} \\ \varepsilon_{int,t} \\ \varepsilon_{cds,t} \end{bmatrix}}_{\varepsilon_t}$$

A матрицасында: 1 – нормалау; 0 – шектеу; NA – бағалауға жататын еркін параметр.

B матрицасы диагональды, құрылымдық өзгерістердің ортогональды сипатын көрсетеді:

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{77} \end{bmatrix}$$

Сәйкестендіруден кейін құрылымдық нысаны мынадай формуламен беріледі:

$$Y_t = \Theta(L)\varepsilon_t, \quad (4.3)$$

бұл импульстік жауаптарды Impulse Response Functions, IRF) есептеуге және Нәтижелер бөлімінде нәтижелері берілген болжамды қате дисперсиясын (Forecast Error Variance Decomposition, FEVD) бөлуге мүмкіндік береді.

Мұнай (Oil) бағасы толығымен экзогендік айнымалы ретінде қарастырылады. Қазақстанда мұнай өндірісі әлемдік мұнай нарығына ықпал ететіндей ауқымда емес,

сондықтан елдің ішкі макроэкономикалық көрсеткіштері әлемдегі мұнай бағасын белгілеуге бірден әсер ете алмайды.

VIX те модельдің сыртқы блогына жатады. Бұл ретте оған мұнай бағасының күрт өзгеруі бірден ықпал етеді, себебі әлемдік шикізат нарығындағы елеулі өзгерістер жаһандық тәуекел дәрежесінің өзгеруіне ұласуы мүмкін. Сонымен қатар, Қазақстанның ішкі айнаымалылары VIX-ке бірден әсер етпейді, бұл блоктық экзогенділіктің алғышарттарына сәйкес келеді.

Мұнай бағасы BAI-ға тез әсер етуі мүмкін. Мұндай шектеу Қазақстан экономикасының экспорт түсімдері, бюджет кірісі, инвестициялық белсенділік пен бизнестің күтуі арқылы мұнай секторына аса тәуелді екенін көрсетеді. Жаһандық қаржылық құбылмалылықтың іскерлік белсенділікке ықпалы кешіктірілген құрылыммен шектеледі, өйткені жаһандық қаржы жағдайының өзгеруі нақты секторға бірден әсер етпейді, ол инвестициялық шешімдер, қаржы жағдайлар және сыртқы сауда арналары арқылы беріледі.

CPI теңдеуінде BAI мен айырбастау бағамына (ER) тез әсер етеді. BAI-мен байланыс ішкі сұраныс арнасын көрсетеді: экономикалық белсенділіктің жеделдеуі баға қысымының артуына байланысты болуы мүмкін. Айырбастау бағамын contemporaneous-инфляция құрылымына енгізу Қазақстан экономикасының айқындылығына, тұтыну құрылымындағы импорт тауарларының маңызды үлесіне және айырбастау бағамының өзгеруінің бағаға әсері етуіне (exchange rate pass-through) байланысты. Сейдазовтың зерттеуі (2024) теңгенің 10%-ға әлсіреуі инфляцияның бір жылда 1 – 1,4 пайыздық тармаққа ұлғаюына алып келуі мүмкін екенін көрсетеді, ал Arnabekova & Brinshinov (2025) тұжырымдары айырбастау бағамының 1%-ға өзгеруі инфляцияның шамамен 0,12 пайыздық тармаққа өсуіне алып келетінін көрсетеді. Бұл әсердің кідіретініне қарамастан, валюта арнасының орнықтылығы мен статистикалық тұрғыдан маңыздылығы айырбастау бағамын модельдің қысқа мерзімді құрылымына енгізуді негіздейді.

Сонымен қатар, әлемдік мұнай бағасының бірден инфляцияға тікелей әсер етуі нөлмен шектеледі. Бұл болжам Қазақстанның институционалдық ерекшеліктеріне негізделген: қаралып отырған кезеңнің едәуір бөлігінде жанар-жағармай материалдарының бағасын мемлекет шекті баға және өзге тежеу тетіктері арқылы реттеді. Нәтижесінде мұнай бағасының күтпеген өзгеруі инфляцияға негізінен жанама түрде – валюта бағамы, бюджет арналары және инфляциялық күтулер арқылы әсер етті. Сондықтан айырбастау бағамы қаралып отырған SVAR моделінің ерекшелігі шеңберінде сыртқы күтпеген өзгерістердің тұтынушылық бағаға ықпалының негізгі арнасы ретінде қарастырылады.

Айырбастау бағамы (ER) тез өзгертін қаржылық айнаымалы ретінде қарастырылады және оған мұнай бағасы, жаһандық құбылмалылық және ақша нарығының шарттары тез әсер етеді. Бұл ықпал етудің мынадай үш негізгі арнасын көрсетеді: экспорттық кіріс арқылы шикізат арнасы, тәуекел дәрежесінің өзгеруі арқылы жаһандық қаржы арнасы және ұлттық валютадағы активтердің салыстырмалы тартымдылығының өзгеруі арқылы пайыздық арна. Сонымен қатар, іскерлік белсенділік, инфляция мен CDS әсерінің негізінен кідіретіні болжанады.

TONIA ұсынған ақша нарығының мөлшерлемесі (INT) іскерлік белсенділікке тез әсер етеді. Бұл шектеу экономикалық белсенділік, өтімділікке сұраныс және ақша нарығының шарттары арасындағы байланысты көрсетеді. Сонымен қатар, TONIA ақша нарығының операциялық мөлшерлемесі болады және айырбастау бағамының қысқа мерзімді ауытқуларына қарағанда банк жүйесінің ағымдағы өтімділік шарттары және Ұлттық Банктің операциялары арқылы анықталады. Осыған байланысты айырбастау бағамының TONIA-ға ықпалы қазіргі сәтте нөлмен шектеледі. Валюта нарығы мен ақша-кредит саясатының тығыз байланысына қарамастан, валюта шоктарының ақша нарығына әсері әдеттегідей жанама түрде инфляциялық күтулер, инфляция болжамы және Ұлттық Банктің кейінгі әрекеті арқылы болады. Инфляциялық таргеттеу режимі жағдайында ақша-

кредит саясаты бойынша шешімдер айырбастау бағамының қысқа мерзімді ауытқуларына жауап ретінде емес, олардың инфляцияға және макроэкономикалық тұрақтылыққа әсері негізінде қабылданады. Сондықтан, валюта шоктарының TONIA-ға әсерінің кідіретіні және модель ішіндегі айнымалылардың динамикалық байланыстары арқылы көрінетіні болжанады.

CDS жүйенің соңғы айнымалысында орналасқан және барлық құрылымдық күтпеген өзгерістердің ықпалына тез ұшырайтын. Мұндай болжам CDS-тің сипатын жаһандық конъюнктураның, нақты сектордың жай-күйінің, инфляциялық процестердің, валюта нарығының және ақша нарығы талаптарының өзгеруін жедел есепке алуға қабілетті тәуелсіз кредит тәуекелінің нарықтық индикаторы ретінде көрсетеді. Сондықтан CDS модельдің ең эндогендік айнымалысы ретінде қарастырылады.

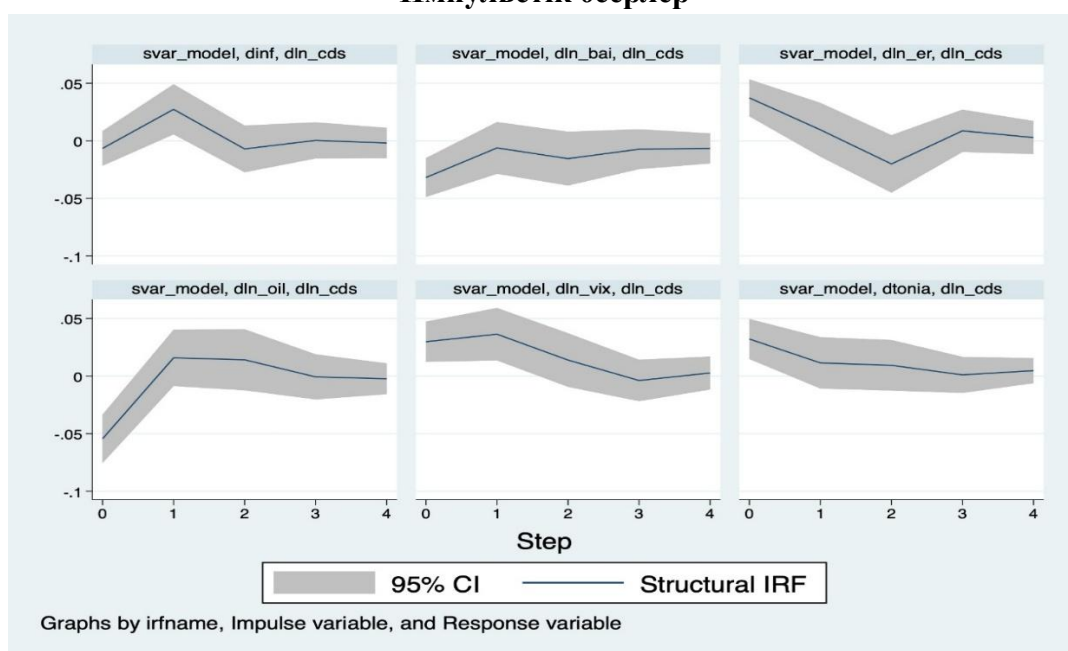
Жалпы, таңдалған шектеулер жүйесі сыртқы факторлардың блоктық экзогенділігінің алғышарттарын шағын ашық шикізат экономикасындағы күтпеген өзгерістерді берудің экономикалық негізделген арналарымен біріктіруге мүмкіндік береді. Мұндай сәйкестендіру схемасы құрылымдық күтпеген өзгерістердің экономикалық бөлінуін қамтамасыз етеді және Қазақстанның тәуелсіз CDS-ке сыртқы және ішкі макроэкономикалық импульстардың әсерін талдауға мүмкіндік береді.

5. Қорытынды

Серпінді әсерлерді талдау алдында SVAR негізінде бағаланған VAR-модельдің сипаттамасы тексерілді. Ақпарат өлшемшарттары 2-лақтың оңтайлы ұзақтығын көрсетеді, бұл ретте модельдің статистикалық сипаттамалары қанағаттанарлық. Лагранждың қателер арасындағы өзара байланысын тестілеу әдісі қателер арасындағы өзара байланыстың жоқ екені туралы нөлдік гипотезаны жоққа шығармайды, ал орнықтылықты тексеру барлық меншікті мәндердің бірлік шеңбердің ішінде орналасқанын көрсетеді, бұл VAR-процестің тұрақтылығын көрсетеді. Сәйкестендіруден тыс шектеулерге арналған LR-тест ($\chi^2(7)=6.06$, $p=0.533$) таңдалған құрылымдық сәйкестендіру схемасының дұрыстығын растай отырып, қойылған шектеулерді жоққа шығармайды.

2-сурет

Импульстік әсерлер



Құрылымдық SVAR-моделдің серпінді әсері 2-суретте көрсетілген. Мұнай, VIX, іскерлік белсенділік, айырбастау бағамы және CDS айнымалыларының логарифмдік айырмашылықтарда қолданылуына байланысты IRF мәндері тиісті айнымалының стандартты құрылымдық күтпеген өзгерісіне жауап ретінде CDS-тің шамамен пайыздық өзгерісі ретінде түсіндіріледі. Инфляция мен TONIA үшін жауаптар CDS-ке осы көрсеткіштердің стандартты күтпеген өзгерістерінің әсерін көрсетеді.

Ең күшті әсер мұнай саласындағы күтпеген өзгерістерде байқалады. Мұнайдың әлемдік бағасының оң құрылымдық күтпеген өзгерісі 5,4% сәтінде Қазақстанның CDS-спредтерінің статистикалық тұрғыдан айтарлықтай төмендеуіне алып келеді (95% СА: [-7,5%; -3,3%]). Бір-екі айда оң әсерге ие болады, бірақ статистикалық жағынан нөлден айырмашылығы жоқ, содан кейін толығымен бәсеңдейді. Нәтиже Қазақстанның кредиттік тәуекелін шикізат экспорттаушысы ретінде қабылдау үшін мұнай факторының маңыздылығын растайды.

Жаһандық қаржылық құбылмалылықтың күтпеген өзгерісі кері әсер етеді. Жаһандық белгісіздіктің өсуі CDS шамамен 3,0%-ға (95% СА: [1,2%; 4,7%]) күрт өсуімен жалғасады. Келесі айда әсері 3,6% -ға дейін біршама күшейеді, содан кейін статистикалық маңыздылығын тез жоғалтады. Келесі айда әсері 3,6%-ға дейін біршама күшейеді, содан кейін статистикалық маңыздылығын тез жоғалтады. Бұл қазақстанның тәуелсіз тәуекелінің тәуекелге деген жаһандық сұранысының өзгеруіне жоғары әсерін көрсетеді.

Іскерлік белсенділік индексі (BAI) үшін күтпеген өзгерістер туындаған сәтте CDS статистикалық маңызды төмендеуі байқалады. Экономикалық белсенділіктің жақсы жағына қарай күтпеген өзгерісі CDS шамамен 3,2%-ға (95% СА: [-4,9%; -1,5%]) қысқарады. Болашақта әсер теріс белгіні сақтайды, бірақ статистикалық тұрғыдан елеусіз болады. Осы нәтиже ағымдағы экономикалық конъюнктураның жақсаруын қаржы нарықтары тәуелсіз тәуекелді төмендету факторы ретінде қабылдайтынын, алайда тиісті ақпарат нарықтық бағаларда айтарлықтай жылдам көрініс табатынын көрсетеді.

Инфляциялық күтпеген өзгеріске CDS реакциясының мерзімі кейінге қалдырылған. Күтпеген өзгерістер туындаған сәтте инфляцияның әсері статистикалық тұрғыдан елеусіз болды. Алайда, бір айдан кейін оң және статистикалық тұрғыдан маңызды әсері байқалады: CDS шамамен 2,7%-ға ұлғаяды (95% СА: [0,6%; 4,9%]). Содан кейін әсері тез басылып, маңызды болмай қалады. Мұндай нәтиже инвесторларға макроэкономикалық тұрақтылық пен ақша-кредит саясатының болашақтағы траекториясы үшін инфляциялық күйзелістің салдарын қайта бағалау үшін белгілі бір уақыт қажет екенін көрсетуі мүмкін.

Ішкі факторлар арасында айырбастау бағамының ерекше мәні бар. АҚШ доллары бағамының теңгеге қатысты оң күтпеген өзгерісі CD шамамен 3,7%-ға (95% СА: [2,1%; 5,3%]) өсуімен қатар жүреді, бұл барлық қаралып отырған айнымалылардың ішіндегі ең күшті жауаптардың бірі болып табылады. Болашақта әсері тез төмендейді және статистикалық маңыздылығын жоғалтады. Алынған нәтиже валюталық күтпеген өзгерістер Қазақстанның тәуелсіз тәуекелін қабылдауды қалыптастыруда маңызды орын алатынын және инвесторлардың айырбастау бағамының құбылуына жоғары әсерін көрсетеді.

TONIA ақша нарығының мөлшерлемесі үшін де статистикалық тұрғыдан маңызды әсер байқалады. Күтпеген өзгерістер туындаған сәтте CDS шамамен 3,2%-ға ұлғаяды (95% СА: [1,5%; 5,0%]). Бір айдан кейін әсері оң болып қала береді, бірақ статистикалық мәні жоқ, әрі қарай біртіндеп бәсеңдейді. Бұл ақша нарығы жағдайларының күтпеген өзгерістері қабылданатын кредиттік тәуекелді уақытша арттыра алатынын, алайда CDS ұзақ мерзімді динамикаға тұрақты әсер етпейтінін көрсетеді.

Жалпы алғанда, импульстік реакциялардың нәтижелері Қазақстанның егеменді CDS мұнай, валюта және жаһандық қаржылық күтпеген өзгерістерге барынша тәуелді екенін көрсетеді. Ішкі факторлар – іскерлік белсенділік, инфляция және ақша нарығының жағдайлары да статистикалық тұрғыдан барынша әсер етеді, алайда олардың үлесі басым

көпшілігі қысқа мерзімді кезеңде көрінеді және тез бәсеңдейді. Алынған нәтижелер Қазақстанның шағын ашық шикізат экономикасы ретіндегі сипаттамаларына сәйкес келеді, онда тәуелсіз тәуекелді қабылдау көбінесе сыртқы конъюнктурамен және валюта нарығының жай-күйімен айқындалады.

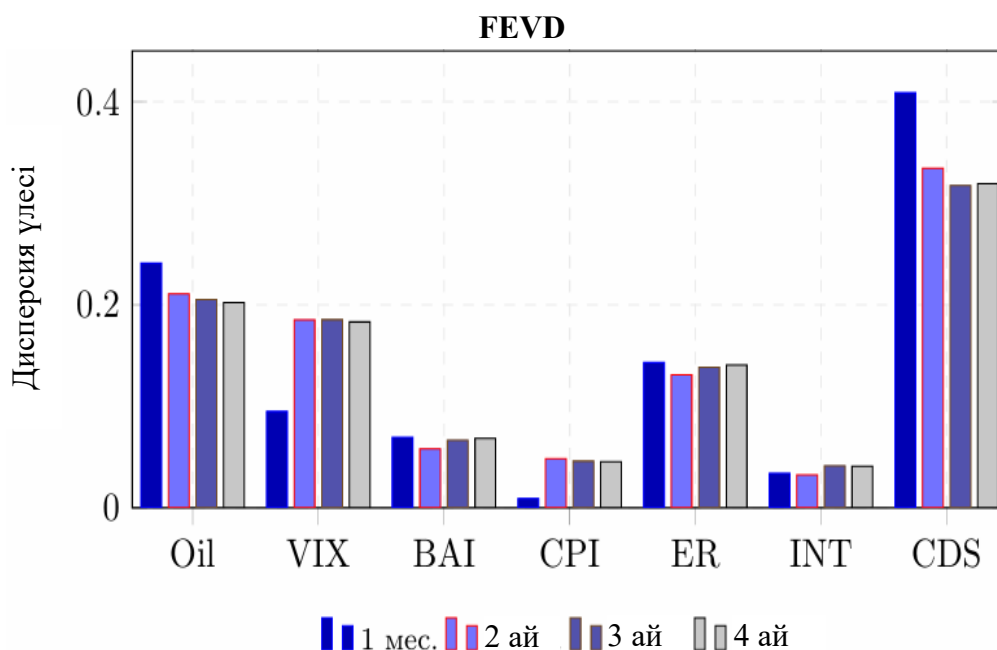
CDS динамикасын қалыптастырудағы күтпеген әсердің әрбір түрінің сандық рөлі болжам қатесі дисперсиясының декомпозициясын бағалауға мүмкіндік береді (Forecast Error Variance Decomposition, FEVD). 2-кестеде және 3-суретте бір айдан төрт айға дейінгі келешекте CDS болжамының дисперсиясына құрылымдық күтпеген өзгерістердің үлесі берілген. Бір айдан кейін CDS түрленуінің шамамен 24,1% мұнай бағасының өзгеруімен, 14,3% – айырбастау бағамының өзгеруімен, 9,5% – жаһандық қаржылық құбылмалылықпен (VIX), ал 6,9% – іскерлік белсенділіктің өзгерістерімен түсіндіріледі. Инфляциялық және пайыздық күтпеген өзгерістердің үлесі 5%-дан аз, ал дисперсияның ең ірі үлесі (40,9%) CDS өзінің күтпеген өзгерістерге тиесілі. Болжамды кезеңнің ұлғаюына қарай жекелеген факторлардың салыстырмалы рөлі біртіндеп тұрақтандырылады. Төрт ай бойы CDS өзінің күтпеген өзгерістері әлі де көрсеткіштің ең ірі вариация көзі болып қала береді және шамамен 31,9% дисперсияны білдіреді. Байқалатын макроэкономикалық факторлардың ішінде ең көп үлесті мұнай бағасының өзгеруі (20,2%) және жаһандық қаржылық құбылмалылық (18,3%) сақтап тұр. Айырбастау бағамы да маңызды рөл атқарады (14,1%), ал іскерлік белсенділік үлесі шамамен 6,8%, инфляция – 4,5%, ал TONIA мөлшерлемесі – 4,1% құрайды.

2-кесте

FEVD мәндері

	Oil	VIX	BAI	CPI	ER	INT	CDS
Period							
1	0.24	0.10	0.07	0.01	0.14	0.03	0.41
2	0.21	0.19	0.06	0.05	0.13	0.03	0.33
3	0.21	0.19	0.06	0.05	0.14	0.04	0.31
4	0.20	0.18	0.07	0.05	0.14	0.04	0.32

3-сурет



Алынған нәтижелер Қазақстанның егеменді CDS динамикасы едәуір дәрежеде сыртқы факторлармен айқындалатынын куәландырады. Мұнай бағасының өзгеруі мен жаһандық қаржы құбылмалылығының жиынтық үлесі төрт ай деңгейінде болжамның 39%-ға жуық дисперсиясына жетеді, ал валюта арнасының үлесі 50%-дан асады. Бұл Қазақстанның тәуелсіз тәуекелін қабылдаудың сыртқы конъюнктураға, жаһандық тәуекел дәрежесіне және айырбастау бағамының динамикасына жоғары тәуелділігін растайды. Сонымен қатар, CDS өз күтпеген өзгерістерінің едәуір үлесі CDS нарығының өтімділігі, сыртқы қарыз құрылымының ерекшеліктері, саяси және геосаяси тәуекелдер, сондай-ақ халықаралық инвесторлардың көңіл-күйінің өзгеруі сияқты макроэкономикалық ауытқушылықтар толық көрсетпейтін факторлардың бар екенін көрсетеді.

6. Талқылаулар мен ұсынымдар

Алынған нәтижелер Қазақстанның егеменді CDS динамикасы едәуір дәрежеде сыртқы факторлармен айқындалатынын растайды. CDS мұнай бағасының, жаһандық қаржылық құбылмалылықтың және айырбастау бағамының күтпеген өзгерістеріне ең күшті реакциясын көрсетіп отыр. Бұдан басқа FEVD нәтижелері мұнай күтпеген өзгерістерінің, VIX және валюта арнасының жиынтық үлесі төрт ай аралығында CDS вариациясының 50%-ынан асатынын көрсетеді. Бұл Қазақстанның егеменді тәуекелін қабылдау көбінесе сыртқы конъюнктура мен жаһандық қаржылық жағдайлардың әсерінен қалыптасатынын куәландырады.

CDS-тің мұнай күтпеген өзгерістеріне теріс реакциясы Қазақстан экономикасының шикізат секторына жоғары тәуелділігімен үйлеседі. Мұнай бағасының өсуі елдің фискалдық және сыртқы сауда көрсеткіштерін жақсартады, бұл дереу егеменді тәуекел үшін сыйлықақының төмендеуінен көрінеді. Бір мезгілде VIX елеулі реакция Қазақстанның тәуекелге және халықаралық капитал қозғалысына жаһандық дәрежесінің өзгеруіне әсерін растайды.

Ішкі факторлардың арасында айырбастау бағамы неғұрлым елеулі рөл атқарады. Валюталық күтпеген өзгерістер жаһандық құбылмалылықтың әсерімен салыстырылатын ең күшті CDS реакцияларының бірін тудырады. Бұл нәтиже валюталық арнаның егеменді тәуекелді нарықтық бағалауды қалыптастырудағы маңыздылығын көрсетеді және ашық дамушы экономикалар үшін бағамдық тұрақтылықтың ерекше рөлін растайды.

Нәтижелер іскерлік белсенділік, инфляция және ақша нарығының жағдайлары CDS-ке статистикалық тұрғыдан елеулі әсер ететінін де көрсетеді, алайда олардың көрсеткіштің жалпы вариациясындағы үлесі сыртқы факторлармен салыстырғанда едәуір төмен. Бұл инвесторлардың ішкі макроэкономикалық ортаның жай-күйін ескеретінін көрсетеді, алайда Қазақстанның егеменді тәуекелі үшін айқындаушы мәнді сыртқы күтпеген өзгерістер сақтайды.

Төрт айдың аралығында шамамен 32% құрайтын CDS өзіндік вариациясының жоғары үлесі ерекше назар аударылуы тиіс. Бұл нәтиже пайдаланылатын макроэкономикалық айнымалылармен толық көрсетілмейтін тәуекел факторларының болуын көрсетеді. Оларға CDS нарығының өтімділігі, мемлекеттік және квазимемлекеттік борыш құрылымының ерекшеліктері, геосаяси факторлар, сондай-ақ жаһандық инвестициялық көңіл-күйдің өзгеруі жатады.

Алынған нәтижелер экономикалық саясат үшін бірнеше практикалық қорытындыларды тұжырымдауға мүмкіндік береді. Біріншіден, CDS-тің мұнай күтпеген өзгерістеріне жоғары әсері бюджеттік тұрақтандырғыштарды одан әрі нығайтудың және мемлекеттік қаржының шикізат цикліне тәуелділігін төмендетудің маңыздылығын көрсетеді. Екіншіден, валюта арнасының маңызды рөлі ішкі валюта нарығын дамыту, валюта тәуекелін басқару құралдарын кеңейту және экономиканы долларландыруды одан әрі төмендету қажеттігін көрсетеді. Үшіншіден, инфляциялық және пайыздық күтпеген

өзгерістерге CDS статистикалық маңызды реакциясының болуы болжамды және дәйекті ақша-кредит саясатын сақтаудың маңыздылығын растайды. Соңында CDS меншікті динамикасының елеулі үлесі қаржы нарығын одан әрі дамыту, борыш саясатының ашықтығын арттыру және инвесторлар базасын кеңейту қажеттігін көрсетеді, бұл егеменді тәуекел үшін сыйлықақыны төмендетуге ықпал етуі мүмкін.

7. Қорытынды

Осы зерттеу блоктық экзогендігі бар құрылымдық векторлық авторегрессиялық модель (SVAR) негізінде Қазақстанның егеменді кредиттік дефолттық своптарының макроэкономикалық детерминантын талдауға арналған. 2018-2025 жылдардағы ай сайынғы деректерді пайдалана отырып, жұмыс сыртқы және ішкі макроэкономикалық күтпеген өзгерістердің Қазақстанның 5 жылдық CDS-спредтерінің динамикасына әсерін бағалайды.

Алынған нәтижелер егеменді кредиттік тәуекелді қалыптастыруда сыртқы факторлардың шешуші рөл атқаратынын көрсетеді. Оң мұнай күтпеген өзгерістері CDS-спредтердің статистикалық маңызды төмендеуімен қатар жүреді, ал жаһандық қаржылық құбылмалылықтың өсуі олардың кеңеюіне алып келеді. Ішкі факторлардың ішінде айырбастау бағамының күтпеген өзгерістері едәуір әсер етеді, бұл егеменді тәуекелді нарықтық бағалауды қалыптастыруда валюта арнасының маңыздылығын көрсетеді. Іскерлік белсенділіктің, инфляцияның және ақша нарығы мөлшерлемелерінің күтпеген өзгерістері де статистикалық тұрғыдан елеулі әсер етеді, алайда олардың ықпалы неғұрлым шектеулі сипатқа ие.

Болжамды қате дисперсиясы декомпозициясының нәтижелері сыртқы факторлардың басым рөлін растайды. Мұнай күтпеген өзгерістерінің, жаһандық құбылмалылықтың және айырбастау бағамының жиынтық үлесі төрт ай аралығында CDS вариациясының жартысынан асады. Сонымен қатар CDS ауытқуларының үштен бір бөлігіне жуығы көрсеткіштің өз динамикасымен түсіндіріледі, бұл стандартты макроэкономикалық айнымалылармен толық көрсетілмейтін қосымша тәуекел факторларының болуын көрсетеді.

Зерттеудің ғылыми жаңалығы жұмыс SVAR-тәсілді пайдалана отырып, Қазақстанның егеменді CDS детерминантын құрылымдық талдауға арналған алғашқы зерттеулердің бірі болып табылады. Алынған нәтижелер шағын ашық шикізат экономикасында егеменді тәуекелді қалыптастыру тетіктерін түсінуді кеңейтеді және макроқаржылық мониторингті жетілдіру, борыштық орнықтылықты талдау және Қазақстан Республикасының сыртқы қарыз алу талаптарын бағалау үшін пайдаланылуы мүмкін.

Әдебиет

1. Aizenman, J., Hutchison, M., & Jinjara, Y. (2013). What is the risk of sovereign debt default? *Journal of International Money and Finance*, 34, 37–59.
2. Ammer, J., & Cai, F. (2011). Sovereign CDS and bond pricing dynamics in emerging markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(3), 298–314.
3. Andrew Ang and Francis A. Longstaff, "Systemic Sovereign Credit Risk: Lessons from the U.S. and Europe," NBER Working Paper 16982 (2011), <https://doi.org/10.3386/w16982>.
4. Arnabekova E. & Brinshinov A., 2025. "[The Impact of Oil Shocks on Macroeconomic Indicators of Kazakhstan](#)," [Economic Review\(National Bank of Kazakhstan\)](#), National Bank of Kazakhstan, issue 1, pages 23-30.
5. Augustin, P., Subrahmanyam, M. G., Tang, D. Y., & Wang, S. Q. (2018). Credit default swaps: A survey. *Foundations and Trends in Finance*, 13(1), 1–168.
6. Aytekin, S. and Abdioglu, N. (2021) 'Do CDS spreads and inflation move together? The experience of the fragile five countries and the BRICS-T', *Scientific Annals of Economics and Business*, 68 (2), pp. 163-175.

7. Baldacci, E., Gupta, S., & Mati, A. (2011). Political and fiscal determinants of sovereign credit risk. IMF Working Paper, WP/11/152.
8. Banbura, M., & Modugno, M. (2014). Maximum likelihood estimation of factor models on datasets with arbitrary pattern of missing data. *Journal of Applied Econometrics*, 29(1), 133–160.
9. Barros, C. P. (2020). Oil price shocks and sovereign risk in oil-exporting economies. *Energy Policy*, 147, 111885.
10. Bekaert, G., Engstrom, E., & Ermolov, A. (2019). Bad environments, good environments: A non-Gaussian asymmetric volatility model. *Journal of Econometrics*, 212(1), 26–45.
11. Beirne, J., & Fratzscher, M. (2013). The pricing of sovereign risk and contagion during the European sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance*, 34, 60–82.
12. Bomfim, A. (2022). Understanding credit default swaps. Oxford University Press.
13. Brandorf, C. and Holmberg, J. (2010) 'Determinants of sovereign credit default swap spreads for piigs-a macroeconomic approach',
14. Broda, C. (2004). Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries. *Journal of International Economics*, 63(1), 31–58.
15. Carr, P., & Wu, L. (2007). Theory and evidence on the dynamic interactions between sovereign credit risk and exchange rates. *Journal of Banking & Finance*, 31(8), 2383–2403.
16. Ceylan, Ö. (2023) 'Analysis of Dynamic Connectedness among Sovereign CDS Premia', *World Journal of Applied Economics*, 9 (1), pp. 33-47.
17. Сейдазов Б.А. (2024). Влияние эффекта переноса динамики номинального обменного курса на инфляцию в Казахстане. *Экономическое исследование №2024–12. Национальный Банк Республики Казахстан*.
18. Ceylan, R. (2023). COVID-19 and sovereign CDS spreads in emerging markets. *Emerging Markets Finance & Trade*, 59(1), 112–132.
19. Cushman, D. O., & Zha, T. (1997). Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, 39(3), 433–448.
20. Daehler, T., et al. (2021). COVID-19 and sovereign risk. IMF Working Paper.
21. Damodaran, Aswath, Country Risk: Determinants, Measures and Implications – The 2023 Edition (July 14, 2023). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4509578> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4509578>
22. Ertuğrul, H. M., Soytaş, U., & Ertuğrul, Y. (2017). The asymmetric impact of oil prices on Turkey's sovereign credit risk. *Energy Economics*, 61, 287–294.
23. Flannery, M.J., Houston, J.F. and Partnoy, F. (2010) 'Credit default swap spreads as viable substitutes for credit ratings', *University of Pennsylvania Law Review*, pp. 2085-2123.
24. Garcia, D., & Rigobon, R. (2018). What's news? A new perspective on measuring news influence. *Journal of Financial Economics*, 128(3), 384–412.
25. Giannone, D., Reichlin, L., & Small, D. (2008). Nowcasting: The real-time informational content of macroeconomic data. *Journal of Monetary Economics*, 55(4), 665–676.
26. Guo, Biao & Han, Qian & Liang, Jufang & Ryu, Doojin & Yu, Jinyoung. (2020). Sovereign Credit Spread Spillovers in Asia. *Sustainability*. 12. 1472. 10.3390/su12041472.
27. Gupta, R., Lau, C. K. M., & Wohar, M. E. (2020). The role of economic policy uncertainty in predicting sovereign credit risk for emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 102, 102104.
28. Gürel, S. P. (2021). How the macroeconomic conditions and global risk factors affect sovereign CDS spreads? New evidence from Turkey. *Business and Management Studies: An International Journal*, 9(2), 547–560.
29. Ho, S. Y. (2016). Current accounts and CDS spreads. *International Review of Economics & Finance*, 45, 140–155.

-
30. Kartal, M.T. (2022) 'The Role of Macroeconomic and Market Indicators in Explaining Sovereign Credit Default Swaps (CDS) Spread Changes: Evidence from Türkiye', *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 25 (2), pp. 145.
31. Liu, X., & Morley, B. (2012). Sovereign CDS and exchange rates. *Applied Financial Economics*, 22(14), 1171–1180.
32. Matsumura, M.S. and Vicente, J.V.M. (2010) 'The role of macroeconomic variables in sovereign risk', *Emerging Markets Review*, 11 (3), pp. 229-249.
33. Miguel A. Segoviano & Carlos Caceres & Vincenzo Guzzo, 2010. "[Sovereign Spreads: Global Risk Aversion, Contagion or Fundamentals?](#)," [IMF Working Papers](#) 2010/120, International Monetary Fund.
34. Mohaddes, K., & Pesaran, M. H. (2016). Country-specific oil supply shocks and the global economy. *Energy Economics*, 59, 382–399.
35. Naifar, N. (2020) 'What explains the sovereign credit default swap spreads changes in the GCC region?', *Journal of Risk and Financial Management*, 13 (10), pp. 245
36. Pan, J., & Singleton, K. (2008). Default and recovery implicit in the term structure of sovereign CDS spreads. *Journal of Finance*, 63(5), 2345–2384.
37. Pan, W.-F., Wang, X., Wu, G. and Xu, W. (2021) 'The COVID-19 pandemic and sovereign credit risk', *China Finance Review International*, 11 (3), pp. 287-301.
38. Stock, J. H., & Watson, M. W. (2002). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(2), 147–162.
39. Tang, D. Y., & Yan, H. (2010). Market conditions, default risk and credit spreads. *Journal of Banking & Finance*, 34(4), 743–753.
40. Yildirim, Z., & Yildirim, D. Ç. (2017). Macroeconomic dynamics of sovereign credit risk. *Economic Modelling*, 64, 221–230.
41. Yu, F. (2016). Sovereign default risk and CDS pricing. *Review of Financial Studies*, 29(5), 1470–1504.
42. Yuan, C. and Pongsiri, T.J. (2015) 'Fiscal austerity, growth prospects, and sovereign CDS spreads: The Eurozone and beyond', *International Economics*, 141, pp. 50-79.
43. Wang, A.T., Yang, S.-Y. and Yang, N.-T. (2013) 'Information transmission between sovereign debt CDS and other financial factors. The case of Latin America', *The North American Journal of Economics and Finance*, 26, pp. 586-601.

Қосымша
1-кесте

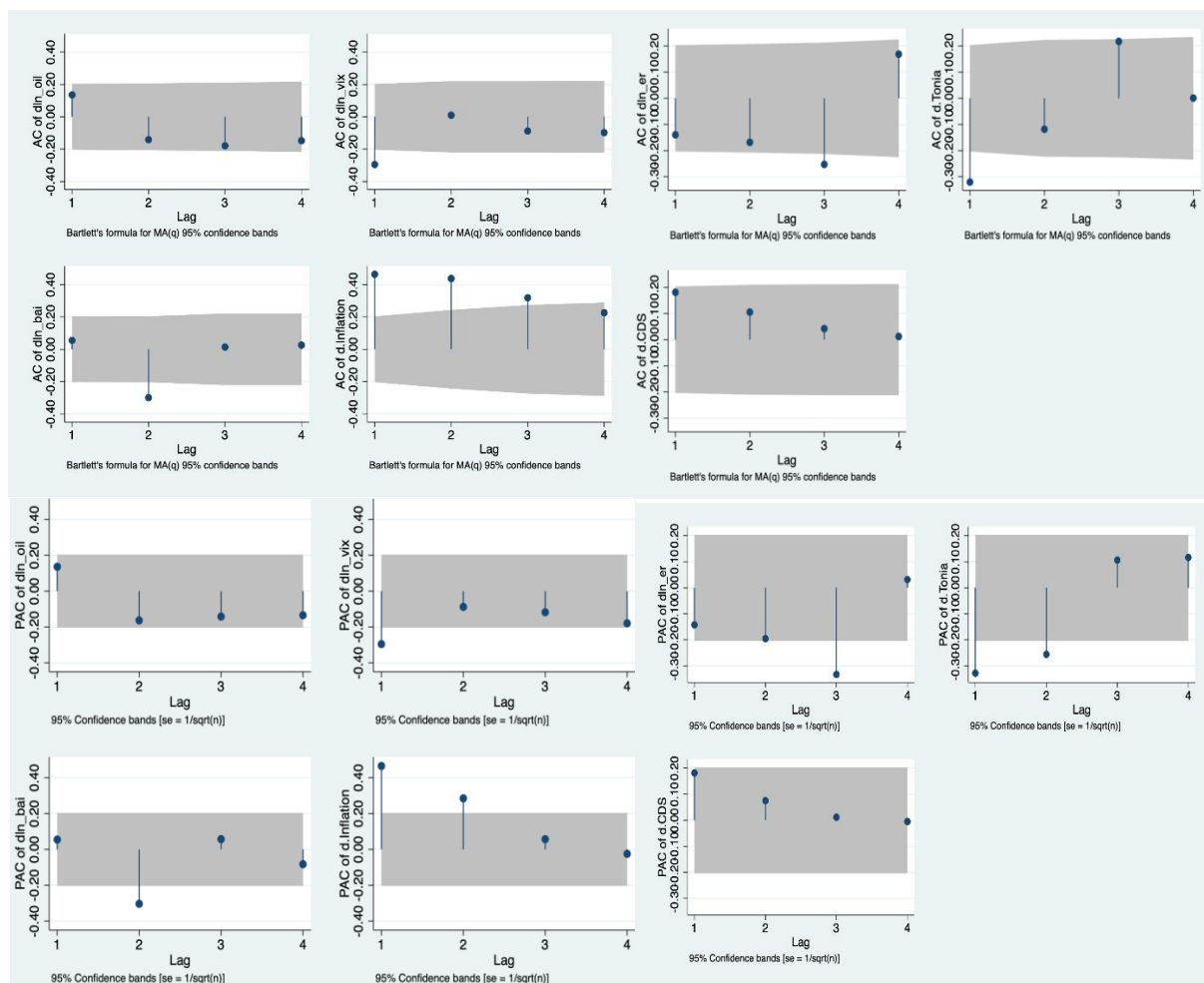
Стационарлық тестілеу

Айнымалылар	<i>ADF</i>	<i>Phillips – Perron</i>
<i>Oil</i>	-1.65	-1.99
ΔOil	-5.06***	-8.02***
<i>VIX</i>	-2.65*	-4.51***
ΔVIX	-6.03***	-13.62***
<i>BAI</i>	-2.81*	-3.03**
ΔBAI	-4.51***	-9.07***
<i>CPI</i>	-2.42	-1.22
ΔCPI	-3.04**	-5.82***
<i>ER</i>	-3.34*	-1.29
ΔER	-8.60***	-11.57***
<i>INT</i>	-2.04	-0.86
ΔINT	-4.48***	-13.67***
<i>CDS</i>	-2.35	-1.84
ΔCDS	-3.71***	-7.95***

Ескертпе: *,** және *** тиісінше 10%, 5% және 1% деңгейлерде статистикалық маңыздылығын белгілейді

1-сурет

ACF және PACF графиктері



Лагтардың оңтайлы санын таңдауға арналған өлшемшарттар

Lag-order selection criteria

Sample: 2018m6 thru 2025m10

Number of obs = 89

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	305.586				3.4e-12	-6.55249	-6.3947	-6.16102*
1	396.469	181.77	49	0.000	1.3e-12	-7.49368	-6.78362*	-5.73206
2	463.708	134.48	49	0.000	9.0e-13*	-7.90355*	-6.64122	-4.77178
3	505.005	82.594	49	0.002	1.1e-12	-7.73045	-5.91585	-3.22853
4	541.63	73.251*	49	0.014	1.7e-12	-7.45236	-5.0855	-1.5803

* optimal lag

Endogenous: dln_oil dln_vix dln_bai dln_er dln_er dtonia dln_cds

Exogenous: covid _cons

VAR регрессиясы

```
. var dln_oil dln_vix dln_bai dln_er dln_ertonia dln_cds, lags(1/2) exog(covid)
```

Vector autoregression

```
Sample: 2018m4 thru 2025m10      Number of obs   =      91
Log likelihood = 477.5548          AIC               = -8.034172
FPE            = 7.85e-13          HQIC            = -6.787433
Det(Sigma_ml) = 6.52e-14          SBIC            = -4.943884
```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
dln_oil	16	.116025	0.2737	34.29916	0.0031
dln_vix	16	.23494	0.2777	34.98662	0.0025
dln_bai	16	.025843	0.4725	81.51253	0.0000
dln_er	16	.507459	0.5776	124.4396	0.0000
dln_ertonia	16	.032055	0.2281	26.88803	0.0297
dln_cds	16	.910588	0.4229	66.6879	0.0000
dln_cds	16	.126432	0.3157	41.98376	0.0002

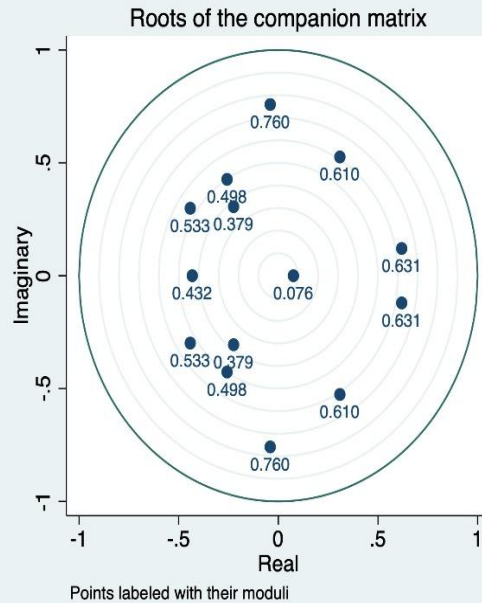
dln_cds							
dln_oil							
L1.	.3887119	.1404363	2.77	0.006	.1134617	.663962	
L2.	.1716803	.1499433	1.14	0.252	-.1222031	.4655637	
dln_vix							
L1.	.1903129	.0606722	3.14	0.002	.0713976	.3092282	
L2.	.1368534	.061762	2.22	0.027	.0158021	.2579047	
dln_bai							
L1.	.1522619	.5717935	0.27	0.790	-.9684327	1.272957	
L2.	-.9591566	.5676326	-1.69	0.091	-2.071696	.1533829	
dln_er							
L1.	.0610368	.0242177	2.52	0.012	.013571	.1085025	
L2.	-.0601952	.0242324	-2.48	0.013	-.1076899	-.0127005	
dln_ertonia							
L1.	.4815352	.4998048	0.96	0.335	-.4980642	1.461135	
L2.	-1.287777	.522893	-2.46	0.014	-2.312629	-.2629259	
dln_cds							
L1.	.0114263	.0149609	0.76	0.445	-.0178965	.0407491	
L2.	.0249794	.0147214	1.70	0.090	-.003874	.0538328	
covid							
L1.	-.004023	.1352295	-0.03	0.976	-.2690679	.2610219	
L2.	.094585	.1366701	0.69	0.489	-.1732834	.3624534	
_cons							
L1.	.1725536	.0806905	2.14	0.032	.0144031	.330704	
L2.	-.0064497	.0136909	-0.47	0.638	-.0332834	.0203839	

Тұрақтылыққа тестілеу

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
$-.04077923 + .7587172i$	.759812
$-.04077923 - .7587172i$	.759812
$.6190819 + .1206263i$	.630724
$.6190819 - .1206263i$	.630724
$.3087368 + .5262232i$	.610106
$.3087368 - .5262232i$	.610106
$-.4419418 + .2988239i$	.533487
$-.4419418 - .2988239i$	.533487
$-.2573335 + .4269292i$	.498487
$-.2573335 - .4269292i$	.498487
$-.4318744$	.431874
$-.2245593 + .3058657i$	.379448
$-.2245593 - .3058657i$	.379448
$.07552125$	.075521

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.



Автокорреляцияға LM тест

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	54.3696	49	0.27740
2	41.3652	49	0.77248
3	48.4892	49	0.49374
4	55.8975	49	0.23173

H_0 : no autocorrelation at lag order

5-кесте

VAR моделі қалдықтарының қалыпты болуын тексеру

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
dln_oil	91.317	2	0.00000
dln_vix	4.438	2	0.10873
dln_bai	0.404	2	0.81716
dinf	132.786	2	0.00000
dln_er	95.201	2	0.00000
dtonia	4.757	2	0.09268
dln_cds	0.584	2	0.74676
ALL	329.487	14	0.00000

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
dln_oil	7.4759	75.960	1	0.00000
dln_vix	3.6366	1.537	1	0.21510
dln_bai	3.0884	0.030	1	0.86328
dinf	8.255	104.706	1	0.00000
dln_er	7.1986	66.842	1	0.00000
dtonia	3.2916	0.322	1	0.57015
dln_cds	2.901	0.037	1	0.84719
ALL		249.434	7	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
dln_oil	-1.0062	15.357	1	0.00009
dln_vix	.43734	2.901	1	0.08853
dln_bai	-.15707	0.374	1	0.54072
dinf	-1.3607	28.080	1	0.00000
dln_er	1.3674	28.359	1	0.00000
dtonia	.54075	4.435	1	0.03521
dln_cds	.18989	0.547	1	0.45959
ALL		80.053	7	0.00000

6-кесте

SVAR моделінің нәтижелері

Sample: 2018m4 thru 2025m10
Overidentified model

Number of obs = 91
Log likelihood = 474.525

	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
/A					
1_1	1 (constrained)				
2_1	.8921358	.190555	4.68	0.000	.5186548 1.265617
3_1	-.1195428	.019701	-6.07	0.000	-.158156 -.0809297
4_1	0 (constrained)				
5_1	.0890412	.0290893	3.06	0.002	.0320273 .1460552
6_1	0 (constrained)				
7_1	.0578288	.0973425	0.59	0.552	-.132959 .2486166
1_2	0 (constrained)				
2_2	1 (constrained)				
3_2	0 (constrained)				
4_2	0 (constrained)				
5_2	.0002163	.0141769	0.02	0.988	-.0275699 .0280024
6_2	0 (constrained)				
7_2	-.1558816	.0401753	-3.88	0.000	-.2346239 -.0771394
1_3	0 (constrained)				
2_3	0 (constrained)				
3_3	1 (constrained)				
4_3	4.867211	2.067132	2.35	0.019	.8157063 8.918715
5_3	0 (constrained)				
6_3	11.78407	3.48103	3.39	0.001	4.961373 18.60676
7_3	1.19582	.4142023	2.89	0.004	.3839986 2.007642
1_4	0 (constrained)				
2_4	0 (constrained)				
3_4	0 (constrained)				
4_4	1 (constrained)				
5_4	0 (constrained)				

6_4	0	(constrained)				
7_4	.0147626	.0172178	0.86	0.391	-.0189836	.0485088
1_5	0	(constrained)				
2_5	0	(constrained)				
3_5	0	(constrained)				
4_5	1.760851	1.674424	1.05	0.293	-1.52096	5.042662
5_5	1	(constrained)				
6_5	0	(constrained)				
7_5	-1.412525	.2986125	-4.73	0.000	-1.997795	-.8272554
1_6	0	(constrained)				
2_6	0	(constrained)				
3_6	0	(constrained)				
4_6	0	(constrained)				
5_6	-.0090285	.0033378	-2.70	0.007	-.0155705	-.0024865
6_6	1	(constrained)				
7_6	-.0282318	.0102316	-2.76	0.006	-.0482855	-.0081782
1_7	0	(constrained)				
2_7	0	(constrained)				
3_7	0	(constrained)				
4_7	0	(constrained)				
5_7	0	(constrained)				
6_7	0	(constrained)				
7_7	1	(constrained)				
/B						
1_1	.1053325	.0078078	13.49	0.000	.0900295	.1206354
2_1	0	(constrained)				
3_1	0	(constrained)				
4_1	0	(constrained)				
5_1	0	(constrained)				
6_1	0	(constrained)				
7_1	0	(constrained)				
1_2	0	(constrained)				
2_2	.1914711	.0141928	13.49	0.000	.1636538	.2192885
3_2	0	(constrained)				
4_2	0	(constrained)				
5_2	0	(constrained)				
6_2	0	(constrained)				
7_2	0	(constrained)				
1_3	0	(constrained)				
2_3	0	(constrained)				
3_3	.0197957	.0014674	13.49	0.000	.0169197	.0226716
4_3	0	(constrained)				
5_3	0	(constrained)				
6_3	0	(constrained)				
7_3	0	(constrained)				
1_4	0	(constrained)				
2_4	0	(constrained)				
3_4	0	(constrained)				
4_4	.4467718	.0331169	13.49	0.000	.3818639	.5116798
5_4	0	(constrained)				
6_4	0	(constrained)				
7_4	0	(constrained)				
1_5	0	(constrained)				
2_5	0	(constrained)				
3_5	0	(constrained)				
4_5	0	(constrained)				
5_5	.0258943	.0019194	13.49	0.000	.0221323	.0296563
6_5	0	(constrained)				
7_5	0	(constrained)				
1_6	0	(constrained)				
2_6	0	(constrained)				
3_6	0	(constrained)				
4_6	0	(constrained)				
5_6	0	(constrained)				
6_6	.7790691	.0577484	13.49	0.000	.6658842	.892254
7_6	0	(constrained)				
1_7	0	(constrained)				
2_7	0	(constrained)				
3_7	0	(constrained)				
4_7	0	(constrained)				
5_7	0	(constrained)				
6_7	0	(constrained)				
7_7	.0733809	.0054394	13.49	0.000	.06272	.0840418

LR test of identifying restrictions: chi2(7) = 6.06

Prob > chi2 = 0.533

Әкімшілік микродеректер негізінде Қазақстан компанияларының қаржылық жай-күйінің картасы

С. Хакімжанов, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банк Төрағасының аппараты департаменті, S.Khakimzhanov@nationalbank.kz

К. Темірғалиев, Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Зерттеулер және талдама орталығы – департаменті, Kuanyshe.Temirgaliyev@nationalbank.kz

Мақалада әкімшілік микродеректер негізінде Қазақстан компанияларының капитал құрылымы (меншікті капиталдың активтерге, ER-ге арақатынасы) мен операциялық тиімділігінің (активтерден пайда, ROA) кеңістігіндегі орнықты жай-күйін анықтайды. ROA және ER бірлесе бөлінуі уақыт өте өзгермейтін және көптеген салада байқалатын тұрақты статистикалық тәуелділікті көрсетеді. Меншікті капиталы төмен компаниялардың кірістілігі негізінен төмен, ал капиталы толыққанды компаниялардың кірістілігі де жоғары болады. Мемлекет қатысатын компаниялардың өзара байланысы нашарлап, негізінен меншікті капиталы төмен кірістілікті білдіретін басқа сипатқа ие болады. Жеке компаниялар үшін тәуелділік тек бақыланбайтын факторларға байланысты болуы мүмкін компаниялар арасындағы ерекшеліктерге ғана байланысты. Жеке компания деңгейінде уақыт бойынша көрсеткіштердің өзара байланысы анықталған жоқ, дегенмен ол макроэкономикалық деңгейде әлсіз көрінеді. Операциялық қызметін жалғастырып отырған, теріс капиталы бар компаниялардың үлкен үлесінің тұрақты болуы корпоративтік төлемге қабілетсіздігін шешу институттарының әлсіздігін немесе борыштық құралдардың гибриді сипатын көрсетуі мүмкін. Талдауда операциялық әлсіздіктің себептері сыртқы қаржыландырудың жетіспеушілігімен ғана емес, капитал құрылымын бастапқы таңдауға әсер ететін, оның кірістілігін анықтайтын және кейінгі кезеңдерде қайталанатын компаниялар арасындағы бақыланбайтын айырмашылықтармен байланысты екенін көрсетеді.

Негізгі сөздер: капитал құрылымы, операциялық тиімділік, активтердің рентабельділігі, меншікті капитал, корпоративтік сектор, мемлекеттік кәсіпорындар, әкімшілік микродеректер, Қазақстан.

JEL-жіктеу: D22, D24.

1. Кіріспе

Компаниялардың тиімділігіне капитал құрылымының әсері туралы мәселе фирманың корпоративтік қаржысы мен экономикасында басты орын алады. Дамушы экономикалар үшін бұл тақырып қаржыландырудың салыстырмалы түрде жоғары құнына, қаржы нарықтарының шектеулі тереңдігіне, банктік кредиттеудің маңызды рөліне және макроэкономикалық құбылмалылықтың артуына байланысты ерекше маңызға ие болады.

Қазақстанда корпоративтік сектордың проблемаларын талқылау көбінесе борыштық қаржыландырудың жеткіліксіздігі мен жоғары құны туралы пікір айналасында құрылады. Алайда, бұл ұғым сыртқы қаржыландыру операциялық тиімділіктің тұрақты өсуіне әкелуі мүмкін деген қате болжамға негізделген. Сонымен қатар, капитал құрылымы бизнес-модельдің орнықтылығы, басқару сапасы, құрылтайшының міндеттемесі, корпоративтік мотивация құрылымы және компанияларды ұзақ мерзімді таңдау тетіктері сияқты фирманың тұрақты сипаттамаларының едәуір кең жиынтығын көрсетеді.

Бұл тұрғыдан алғанда, жоғары капиталдандыру меншік иелерінің жобаның сапасына қатысты алғашқы күтуін де, фирма ішіндегі пайданы сақтау туралы кейінгі шешімдерді де көрсете алады. Демек, әлсіз капиталдандыру кәсіпорынның болашағына деген акционерлердің сенімін төмендетуі мүмкін.

Мұндай мәселелер мемлекет елеулі қатысатын экономикаларда аса маңызды. Мемлекет қатысатын кәсіпорындар үшін кірістілік, капиталдандыру және қаржылық қиындықтар арасындағы өзара байланыс бюджет шектеулерінің жеңіл болуы, ынталандырудың бұрмаланған құрылымы, әлеуметтік функциялардың орындалуы және бюджетті қолдауды күту салдарынан жеке сектордан айтарлықтай ерекшеленуі мүмкін. Осындай жағдайларда компаниялардың бақыланатын капитал құрылымы фирманың қаржылық шешімдерін ғана емес, сонымен қатар корпоративтік сектордың әртүрлі сегменттері арасындағы кең институционалдық айырмашылықтарды да көрсете алады.

Бұл зерттеу капитал құрылымын оқшауланған қаржылық шешім ретінде емес, компанияның қаржылық жағдайының тұрақты конфигурациясының бір бөлігі ретінде қарастырады. Компаниялардың кірістілік пен капиталдандыру өрісінде қалай бөлінетініне, мұндай бөлудің қаншалықты орнықты екендігіне және жеке және мемлекеттік кәсіпорындар арасында олардың айырмашылығының бар-жоғына назар аударылады.

Зерттеудің негізгі мәселесі – капитал құрылымы Қазақстанның нақты секторындағы компаниялардың операциялық тиімділігімен байланысы қалай?

Қолданыстағы әдебиеттердің көпшілігімен салыстырғанда біздің жұмысымыз борыштың немесе меншікті капиталдың кірістілікке біркелкі әсерін бағалауға емес, компаниялардың қаржылық жай-күйін бірлесе бөлудің тұрақты құрылымын талдауға байланысты.

Атап айтқанда, зерттеуде мынадай сұрақтарға назар аударылады. Компаниялар кірістілік пен капиталдандырудың үйлесімі бойынша қалай бөлінеді? Меншікті капитал мен операциялық тиімділік деңгейлері арасында байланыс бар ма? Бұл байланыс уақыт бойынша қаншалықты тығыз және басқа факторларға қаншалықты тәуелді? Компаниялардың көлемі бойынша корпоративтік сектор қаншалықты біркелкі емес? Стандартты сызықтық модельдерде бақыланатын деректер құрылымы қаншалықты сипатталады?

Осы мәселелерге назар аудара отырып, біз бір уақытта қаржылық шешімдердің маржалық әсерін бағалаудан бас тарып, оның орнына компанияларды бөлуге және олардың қаржылық жай-күйі мен тұрақтылығын сипаттауға тырысамыз.

Мәселені бұл тұрғыдан қарастыру компаниялардың едәуір бөлігі жария емес, нарықтық тәртіп тетіктері әлсіз әрі әркелкі жұмыс істейтін, ал мемлекеттік компаниялар ресурстарды бөлуде елеулі рөл атқаратын Қазақстан үшін ерекше маңызды.

Осыл зерттеуде бірқатар негіздер бойынша корпоративтік секторды талдауға жаңалық енгізіледі. Жұмыста нақты сектордағы ірі және орта кәсіпорындардың бүкіл жиынтығын, сондай-ақ шағын компаниялардың маңызды үлгісін қамтитын, 2009-2023 жылдардағы кең ауқымды әкімшілік микродеректер пайдаланылады. Тек жария компанияларға негізделген зерттеулермен салыстырғанда, пайдаланылатын массив деректер сапасын жоғалтқанымен, кәсіпорындардың едәуір кең ауқымын талдауға мүмкіндік береді.

Әдістемелік және талдамалық жаңалық орташа мәндер мен сызықтық коэффициенттерді бағалауға бағытталған қолданыстағы зерттеулерге қарағанда осы жұмыстың кірістілік пен капитал құрылымының бірлесе бөуді талдауға байланысты. Бұл тәсіл біртекті емес және жаппай корпоративтік деректерге қатысты стандартты сызықтық модельдердің ақпараттық шектеулерін көрсетті. Компаниялардың тұрақты қаржылық жай-күйін талдау кезінде кванттық және перцентильді тәсілдердің маңызы бар.

Бұл әдістеме корпоративтік сектордың жеке және мемлекеттік сегменттері арасында әртүрлі орнықты сипатын анықтауға мүмкіндік берді. Мемлекет қатысатын кәсіпорындар капиталдандыру мен операциялық тиімділік арасындағы байланыстың айтарлықтай өзгеше конфигурациясын көрсетеді. Жұмыс мемлекеттік қаржы нарықтарының көлемі шектеулі

елдердегі корпоративтік секторды зерттеу үшін әкімшілік статистикалық есептіліктің талдамаалық құндылығын көрсетеді.

Деректердің кең ауқымы мен анықталған заңдылықтардың тұрақтылығына қарамастан, зерттеу нәтижелері мұқият түсіндіруді қажет етеді. Зерттеу нәтижелері компаниялардың капитал құрылымы мен операциялық тиімділігі арасында себеп-салдарлық байланыс орнатуды талап етпейді. Бұл негізгі факторлардың тікелей бақыланбайтынын және қолда бар мәліметтер эндогендік проблемасын жоюға, кері себептілік пен нарықтық іріктеудің әсерін бақылауға мүмкіндік бермейді. Демек, анықталған өзара байланыс ең алдымен капитал құрылымының кірістілікке тікелей себеп-салдарлық әсерінің дәлелі ретінде емес, компаниялардың қаржылық жай-күйінің тұрақты эмпирикалық конфигурациясы ретінде түсіндірілуі керек.

Жұмыс былай ұйымдастырылған. Екінші бөлімде компаниялардың капитал құрылымы мен операциялық тиімділігінің өзара байланысының теориялық тәсілдері қарастырылады, сондай-ақ мемлекеттік кәсіпорындардың ерекшеліктері мен оңайлатылған бюджеттік шектеулер талқыланады. Үшінші бөлімде пайдаланылған деректер, іріктеуді қалыптастыру рәсімі және зерттеудің әдіснамалық тәсілі сипатталады. Төртінші бөлімде корпоративтік сектордың сипаттамалық және бөлінетін талдауларының нәтижелері келтірілген. Бесінші бөлімде регрессиялық талдау нәтижелері және анықталған өзара байланыс түсіндіріледі. Алтыншы бөлімде зерттеудегі шектеулер, нәтижелерді институционалдық тұрғыдан түсіндіру және одан әрі талдаудың ықтимал бағыттары талқыланады. Қорытындыда зерттеудің негізгі тұжырымдары жинақталады.

2. Әдебиетті талдау

Капитал құрылымы мен кірістіліктің өзара байланыс тетіктері. Корпоративтік қаржы саласындағы эмпирикалық зерттеулер компанияның капитал құрылымы мен операциялық тиімділігінің уақыт жағынан жоғары орнықтылық дәрежесіне ие екенін дәлелдейді. Корпоративтік басқаруды, операциялық құзыреттерді, ішкі институционалдық процестерді және басқа көптеген бақыланбайтын факторларды тереңінен өзгертпей пассивтер құрамын механикалық тұрғыдан өзгерту бизнестің тиімділігін айтарлықтай және ұзақ уақыт бойы арттыра алмайды.

Кейбір компаниялар бастапқыда мейлінше орнықты және консервативті ретінде қалыптасады. Олар капиталды жылдам жинақтайды, қарыз қаражатын абайлап пайдаланады және жалпы алғанда олардың пайда алуы тұрақты болады. Басқалары жүйелі түрде сыртқы қаржыландыруға сүйенеді, олардың операциялық тәртібі неғұрлым әлсіз, мейлінше тәуелді. Мұндай пайымдау кезінде жоғары капиталдандыру тиімділіктің тікелей себебі болмайды. Керісінше, екеуі де қаржылық метрикалардың айырмашылығы ретінде көрінетін компаниялардың бақыланбайтын ішкі құрылымындағы өзгешеліктерді көрсетеді. Мұндай түсіндірме әсіресе біздің жұмысымызға жақын, өйткені пайдаланылатын әкімшілік деректер компаниялардағы орнықты бөлуді және қаржылық жай-күй конфигурациясын бақылауға мүмкіндік береді, бірақ капиталдандыру мен операциялық тиімділік арасындағы себеп бағытын біржақты белгілеуге мүмкіндік бермейді.

Корпоративтік қаржы туралы қазіргі әдебиетте компанияның ішкі құрылымының қатандығы туралы тезисті растайтын үш іргелі тұжырымдама ерекшеленеді. Lemmon, Roberts, & Zender (2008) компанияның қаржылық тетігі ондаған жылдар бойы тұрақты екенін эмпирикалық түрде көрсетеді. Борыш деңгейі жоғары компаниялар шамадан артық кредиттендірілген күйінде қалып отыр, ал борыш деңгейі төмен компаниялар консервативті бейінді сақтап отыр, бұл ретте бұл траектория IPO-ға шыққанға дейін қалыптасады. Дәстүрлі динамикалық факторлар (пайдалылық, инвестициялық мүмкіндіктер) өзгерістердің аз үлесін ғана түсіндіреді. Негізгі драйвер – компанияның уақыт бойынша инвариантты тіркелген әсері.

Bebchuk & Roe (1999) еңбегіндегі алдыңғы дамуға тәуелділік тұжырымдамасында да бастапқы шарттар мен тарихи мұра корпоративтік құрылымды және тиімділікті қатаң түрде белгілейтіні болжанады. Корпорация өзара байланысты, толықтырушы элементтер жүйесі ретінде қарастырылады. Ішкі мәдениетті, ұйымдық құрылымды және операциялық процестерді қайта құрмай капитал құрылымын өзгерту синергетикалық әсер бермейді. Жүйе өзінің эволюциялық базисіне қайта оралуға ұмтылады.

Leland & Pyle (1977) капитал құрылымының сигналдық рөлін көрсетеді. Компанияның негізін қалаушы бизнес-модельді және жобаның пайдалылығын біледі, бірақ сыртқы инвесторлар бұл ақпаратты білмейді. Компанияның негізін қалаушы өзіне қалдырған акциялардың үлесі сол кезде жоба сапасының сенімді белгісіне айналады. Нарық компанияның негізін қалаушының иелігіндегі жоғары үлесті жоғары сапа белгісі ретінде санайды, бұл компанияның құнын жалпы бағалауды арттырады. Осыған ұқсас модель Ross (1977) еңбегінде қолданылған, онда борыш сенімділік белгісі болады. Модельде компанияның негізін қалаушылар компанияның нақты жай-күйін біледі, дегенмен банкроттық қаупі бар борыштық міндеттемелерді қабылдайды. Алайда, іс жүзінде бұл дәлел осал болып шығады.

Myers & Majluf (1984) моделінен бастап қаржыландыру көздерінің иерархиясы туралы әдебиет егер табыс әкелетін компания сыртқы инвесторлар үшін жаңа акциялар шығарса, нарық олардың құнын автоматты түрде дисконттайтынын көрсетеді. Табысты бизнес-модель бар компания әрдайым ішкі қаржыландыруды, тек содан кейін ғана борышты, өте сирек жағдайда сыртқы акционерлік қаржыландыруды тандайды. Стартаптар мен IPO-ның эмпирикалық зерттеулері құрылу кезеңіндегі компанияның негізін қалаушылардың қаржылық іс-әрекеті инвестицияның бастапқы кезеңдерінде бизнестің дамуының күшті белгісі болатынын (Johnson, 1997; Vismara, 2016, 2022; Ahlers et al. 2015), компанияның негізін қалаушының қаржылық қатысуы табысқа және баға белгілеуге әсер ететінін растайды. Компанияның негізін қалаушылар барынша бақылауды сақтап, үлесті бірден бөлуге ұмтылмайды, сыртқы капиталды тезірек тартып, бизнесті жақсы жүргізеді.

Баламалы тетік меншікті капиталдың уәждемелік рөліне негізделген. Меншікті капиталдың жоғары үлесі шығынды неғұрлым абайлап басқаруға, өтімділікті ұстап тұруға, тиімсіз инвестицияларды шектеуге және орнықты пайдалылықты сақтауға ынталандыруды күшейтуі мүмкін. Керісінше, жоғары борыштық жүктеме акционерлердің операциялық уәждемесін әлсіретеді. Уәждеу теориясының кемшілігі – капиталдың құрылымы туралы шешімдердің және акционерлер қабылдайтын операциялық шешімдердің тәуелсіздігі туралы болжам. Эмпирикалық тұрғыдан бұл түсіндіру жекелеген компаниялар деңгейінде уақыт қатарларында байқалатын кірістіліктің капитал құрылымына тәуелділігі ретінде көрінуі тиіс.

Дамушы экономикадағы капиталдың құрылымы мен компаниялардың тиімділігі арасындағы өзара байланыс тетіктері дамыған елдерден айтарлықтай өзгешеленуі мүмкін. Дамуы төмендеу елдерде басшылық пен акционерлердің күш-жігерін уәждеу және ынталандыру әсері дамыған елдер нарықтарына қарағанда үлкен үлес салмағына ие болады, ал ішкі капитал теориясы сигнал ретінде әлсірей бастайды. Дамушы елдерде инвесторларға компанияның негізін қалаушы білімінің шынайылығын тексеру қиынырақ, ал тікелей алаяқтық, экспроприация немесе активтерді шығару тәуекелі әлдеқайда жоғары. Дамыған талдау агенттіктері болмағанда, аудиттің сапасы төмен және реттеушілер әлсіз болғанда нарықтың айқындылығы төмендейді. Тіпті компанияның негізін қалаушы жоғары белгі берсе де, нарық оны дұрыс түсіндіре алмайды. Нәтижесінде компаниялардың капиталдануы мен операциялық тиімділігі арасындағы өзара байланыстың себептері уәждемемен неғұрлым тығыз байланысты болуы және дамыған нарықтарға қарағанда сапа сигналын аз көрсетуі мүмкін.

Мемлекеттік кәсіпорындар. Елеулі мемлекеттік секторы бар елдер үшін неғұрлым орнықты нәтижелердің бірі – мемлекеттік кәсіпорындардың тиімсіздігі. Бұл құбылыс екі теориямен байланысты. Біреуі жеке сектормен бәсекелесіп, оларды ығыстыратын компанияларды жақсы сипаттайды. Екіншісі – инфрақұрылымдық компаниялар.

Kornai (1986) мемлекет мемлекеттік компаниялардың шығынын жабуды өзіне алатын жеңіл бюджеттік шектеу ұғымын енгізеді. Kornai, Maskin, & Roland (2003) бұл таңдауды үкіметтің тиімсіз мемлекеттік компанияларды құтқарудан бас тарта алмауы деп түсіндіреді. Shleifer & Vishny (1994) саясаткерлер мемлекеттік компанияларды өз электоратының пайдасына ресурстарды қайта бөлу үшін пайдалана алатынын көрсетті. Кәсіпорын тіпті ұзақ уақыт бойы пайда алуы төмен болған және қаржылық жағдайы ұзақ уақыт нашарлаған кезде де жұмыс істеуін жалғастыра алады.

Инфрақұрылымдық монополиялар контекстінде Buchanan & Tullock (1962) және Stigler (1971) төмен кірістілік жасырын салық салу және рентаны квазибюджеттік қайта бөлу нысаны ретінде ағымдағы әлеуметтік келісімшарттың тұрақтылығын қолдаудың ұзақ мерзімді бағасы болатынын көрсетеді. Төмендетілген тарифтер халыққа қолдау көрсетеді, алайда тиімсіз, бірақ саяси орнықты қоғамдық тепе-теңдікті құра отырып, монополиялардың негізгі капиталды алып қоюына әкеп соқтырады.

3. Деректер мен әдіснама

Дереккөзі. Зерттеу Қазақстан Республикасы Ұлттық статистика бюросының 2009-2023 жылдардағы әкімшілік шағын деректеріне негізделген. «Кәсіпорынның қаржы-шаруашылық қызметі туралы есеп» 1-КҚ және «Шағын кәсіпорынның қызметі туралы есеп» 2-ШК статистикалық нысандарының деректері пайдаланылады. 1-КҚ нысаны ірі және орта кәсіпорындарды қамтып, іс жүзінде экономиканың зерттелетін секторларындағы компаниялардың тиісті санаттарының бас жиынтығын білдіреді. Ал 2-ШК нысаны – шағын кәсіпорындарды іріктемелі зерттеу. Зерттеуге ЭҚЖЖ-ның 21 ірі саласынан 16 сала енгізілген. Талдаудан мемлекеттік басқару, білім беру және денсаулық сақтау, үй шаруашылықтарының қызметі, эксмақты ұйымдар, сондай-ақ коммерциялық емес қызметтің жекелеген түрлері алып тасталды. Мұндай шектеу аталған салалар үшін бухгалтерлік пайдалылық пен капитал құрылымы нарықтық операциялық тиімділікті едәуір нашар көрсетуіне байланысты.

Дербес деректері алып тасталған деректер пайдаланылды. Әрбір респондентке компанияның нақты кәсіпорындар туралы ақпаратты ашып көрсетпей-ақ уақыт бойынша динамикасын бақылауға мүмкіндік беретін бірегей сәйкестендіргіш берілді.

Массив корпоративтік секторды кеңінен қамтуға мүмкіндік береді. Жария компаниялардың іріктемелеріне негізделген капитал құрылымы зерттеулерінің көпшілігінен айырмашылығы – бұл жұмыс экономиканың нақты секторы кәсіпорындарының едәуір бөлігін қамтиды, ол кәсіпорындардың көпшілігі жария кәсіпорын емес. Бұл жайт акционерлік капитал нарығы шектеулі, банктік қаржыландыру басым рөл атқаратын, көптеген компаниялар қаржылық есептілікті жарияламайтын Қазақстан үшін маңызды.

Бұл ретте әкімшілік есептілікті пайдалану бірқатар шектеулермен де байланысты. Жария компаниялардың қаржылық есептілігіне қарағанда статистикалық есептілік сапасы бойынша біртекті емес, әдіснамалық қысқартуды пайдаланады, техникалық қателіктері бар. Сондықтан зерттеу әдіснамасының елеулі бөлігі деректерді саралаумен және іріктеумен байланысты. Деректерді саралағаннан кейін қорытынды іріктеме екі есе қысқарады және 90 544 компания бойынша 274 425 байқауды қамтиды.

Деректер топтамасын қалыптастыру. Бастапқы деректер респонденттер мен күндердің бірегей сәйкестендіргіштерін пайдалана отырып, бірыңғай панельдік дерекқорға біріктірілді. Әрбір компания үшін жылдар бойынша бақылау жүйелілігі қалыптастырылды,

бұл қаржылық жағдайлардың тұрақтылығын, есептіліктің үздіксіздігін, уақыт аралағында компанияларды бөлу сипаттамаларын талдауға мүмкіндік берді.

Операциялық тиімділіктің негізгі көрсеткіші ретінде кезең басындағы активтерге таза пайданың қатынасы ретінде есептелетін активтердің рентабельділігі (ROA) пайдаланылады. Кезең басында активтерді пайдалану кезең соңында мәндерді пайдалану кезінде туындайтын алым мен бөлгіш арасындағы механикалық тәуелділікті ішінара төмендетуге мүмкіндік береді.

Капитал құрылымының негізгі көрсеткіші меншікті капиталдың активтерге қатынасы (Equity ratio, ER) болады. Банктік міндеттемелер, қаржылық міндеттемелер мен борыштық жүктеменің жекелеген көрсеткіштері қосымша талданады. Зерттеудің негізгі мүддесі дәл осы ER-мен байланысты, өйткені бұл көрсеткіш компанияның капиталдану дәрежесін, капиталды сақтаудағы жинақталған қабілетін және қаржылық күтпеген өзгерістерге әлеуетті орнықтылығын көрсетеді.

Зерттеуде компанияның орнықты сипаттамалары: жұмыс беруші ретінде кәсіпорынның ірі болу санаты, қызмет саласы, меншік түрі де пайдаланылады. Меншік түрі ерекше маңызды рөл атқарады, себебі жеке және мемлекеттік кәсіпорындар арасындағы айырмашылықтарды талдауға мүмкіндік береді.

Деректерді тазалау. Бастапқы деректерде едәуір техникалық қателер, күрделі мәндер мен бухгалтерлік ауытқулар бар. Сондықтан талдау жүргізу алдында деректерді тазартудың көп сатылы рәсімі іске асырылды. Біріншіден, іріктемеден бухгалтерлік теңдіктің бұзылуы, теріс активтері бар, қаржылық көрсеткіштердің шынайы емес мәндері, күрделі шығарындылары мен басқа да айқын техникалық қателіктері бар байқаулар алып тасталды. Экономикалық тұрғыдан түсіндірілетін аралықтар шегінен едәуір шығатын ROA және ER шекті мәнді алып тастау (шағын үшін 5 және 95, орташа және ірі үшін 1 және 99) қосымша қолданылды. Алып тастау қателерді азайту және оның іріктеменің таратушы сипаттамаларына әсерін төмендету үшін жүргізілді. Алып тастағаннан кейін көрсеткіштердің орташа мәндері шамалы өзгерді, алайда бөлу дисперсиясы айтарлықтай төмендеп, бағалаудың орнықтылығы жақсарды.

Әдіснама. Корпоративтік секторды талдауда бөліп саралау тәсілі зерттеудің орталық элементі болып табылады. Орташа желілік әсерді бағалауға басым түрде бағытталған капитал құрылымының стандартты зерттеулеріне қарағанда, осы жұмыста компаниялардың қаржылық жай-күйін бөлуге, корпоративтік сектордың кірістілігі мен капиталдануын бірлесіп бөлуге және орнықты біртекті еместігіне баса назар аударылады.

Бұл үшін көрсеткіштердің бір өлшемді бөлінуі, децильді және пайыздық құрылымдары, ROA және ER бірлестіріп бөлу, сондай-ақ кәсіпорындар топтары арасындағы айырмашылықтар талданады. Мұндай тәсіл айнымалылар арасындағы орташа байланысты ғана емес, корпоративтік сектордың орнықты конфигурациясын да зерттеуге мүмкіндік береді.

Күрделі бақылаулардың әсерін және бөлудің жоғары асимметриясын төмендету үшін ROA және ER көрсеткіштері жалпы іріктеменің ішінде қосымша жаһандық пайызға айналдырылды. Пайызбен көрсету компаниялардың салыстырмалы түрдегі жағдайын бөліп көрсету ішінде талдауға және кәсіпорындардың әртүрлі топтарын неғұрлым дұрыс салыстыруға мүмкіндік береді, бұл әсіресе деректер мен қалдықтардың біртекті еместігі кезінде пайдалы.

Бөліп талдауға қосымша негізгі желілік модельдер, желілік емес ерекшеліктер және квантильді регрессиялар пайдаланылады. Регрессиялық талдау ең алдымен қатаң себептік сәйкестендіру құралы ретінде емес, көрсеткіштер арасындағы статистикалық өзара байланысты сипаттау құралы ретінде қолданылады. Негізгі назар коэффициенттердің орнықтылығына, компаниялар топтары арасындағы байланыстың біртекті болмауына және

әртүрлі модельдердің деректердің бақыланып отырған құрылымын сипаттау қабілетіне аударылады.

Қолданылатын әдіснаманың бірқатар қағидаттық шектеулері бар. Біріншіден, зерттеу капиталдандыру мен операциялық тиімділік арасындағы байланыстың себепті бағытын анықтауға мүмкіндік бермейді. Неғұрлым жоғары капиталдандыру компанияның орнықтылығына ықпал ету сияқты, жинақталған пайдалықтың нәтижесі болуы да мүмкін. Екіншіден, эндогенділік проблемасы бар. Капитал құрылымына және пайдалылыққа бір мезгілде басқару сапасы мен бизнес модельдер сияқты бақыланбайтын факторлар әсер етуі мүмкін. Үшіншіден, пайдаланылатын бухгалтерлік көрсеткіштер өткен шешімдердің жинақталған нәтижесін көрсетіп, инерциялық әсерді қамтуы мүмкін.

Бұдан басқа, әкімшілік деректерде бірқатар маңызды корпоративтік сипаттамалар қамтылмаған: егжей-тегжейлі меншік құрылымы, корпоративтік басқару сапасы, активтердің нарықтық құны, қаржыландыру стратегиялары. Сондықтан зерттеу нәтижелерін қатаң себептік әсерлердің дәлелі ретінде емес, ең алдымен корпоративтік сектордың орнықты эмпирикалық заңдылықтарын сипаттау ретінде түсіндіру қажет.

4. Сипаттама статистикасы

Іріктеменің жалпы сипаттамасы. Зерттеу Қазақстан Республикасы Ұлттық статистика бюросының 2009-2023 жылдардағы әкімшілік шағын деректеріне негізделген. 1-ПН және 2-МП есептерін біріктіргеннен кейін, деректерді тазартып, іріктегеннен кейін қорытынды іріктеме 90 544 компания бойынша 274 425 байқауды құрады. Пайдаланылатын база экономикада қамтылған секторлардың ірі және орта кәсіпорындарының бас жиынтығын, сондай-ақ шағын кәсіпорындардың ірі және тұрақты іріктемесін білдіреді.

Деректердің сапасы мен теңгерімділігі компаниялардың ірі болуына байланысты. Ірі және орта кәсіпорындар есептілікті жыл сайын тапсыруға міндетті. 90%-дан астам ірі кәсіпорындар және 84%-ға жуық орта кәсіпорындар іріктеуде үздіксіз қатармен берілген. Шағын кәсіпорындарды іріктеу шамалы тұрақты: іріктемедегі шағын компаниялардың жартысынан астамында ғана бір жылдан астам уақыт ішіндегі есептері бар. Жыл сайын тіркелген шағын компаниялардың 30%-на кездейсоқ іріктеме қалыптастырылады, олар есептілікті тапсыруы тиіс. Сонымен қатар, іріктемеде бірнеше жыл үздіксіз ұсынылған шағын компаниялардың үлесі кездейсоқ қалыптасуы мүмкін, сандардан едәуір асып түседі.

Үздіксіздікті есептемегенде, кез келген күнгі жылдық есептіліктің сапасы шағын компанияларға қарағанда ірі және орта компанияларда айтарлықтай жақсы. Іріктемені қолданғаннан кейін көрсеткіштердің орташа мәндері шамамен өзгерген жоқ, алайда олардың алшақтығы айтарлықтай төмендеді.

ROA және ER бөлу. Активтердің кірістілігін бөлу (ROA) Қазақстанның нақты секторы компанияларының қаржылық жай-күйінің жоғары біртекті еместігін көрсетеді. Кәсіпорындардың барлық санаттарында бақылаудың едәуір бөлігі теріс пайдамен сипатталады. Деректерді тазартқаннан кейін теріс ROA шамамен 29% ірі, 31% орта және 36% шағын кәсіпорындарда байқалады.

Бұл ретте ірі және орта кәсіпорындарды бөлу бір-біріне салыстырмалы түрде жақын болып шығады, ал шағын кәсіпорындарды бөлу едәуір созылған және біршама үлкен вариациямен сипатталады. Шағын компанияларда бір мезгілде пайданың неғұрлым жоғары оң мәндері сияқты неғұрлым терең теріс мәндер де байқалады.

Мұндай конфигурация шағын бизнестің жоғары түрде біртекті еместігін көрсетеді. Осы санаттың ішінде жылдам өсетін және табысы жоғары компаниялар сияқты операциялық нәтижелілігі созылмалы әлсіз және қаржылық жағдайы тұрақсыз кәсіпорындар да қатар жұмыс істейді. Керісінше, ірі және орта кәсіпорындар біршама біркелкі және кірістіліктің қалыпты мәндерінің айналасында шоғырланған болып көрінеді.

Макроэкономикалық тұрақсыздық кезеңдерінде көрсеткіштердің едәуір нашарлайтынын қоса алғанда, жылдар бойынша жекелеген ауытқуларға қарамастан, ROA-ны бөлу нысаны жалпы уақыт бойынша тұрақты болып қалады. Бұл табысы төмен және шығынды компаниялардың жоғары үлесінің уақыт бойынша ауытқуы емес, кәсіпорындардың зерттелетін жиынтығының тұрақты сипаттамасы болып табылатынын білдіреді.

Активтерде меншікті капиталдың үлесін бөлу (ER) де едәуір біртекті еместігін көрсетеді. Ірі кәсіпорындардың шамамен 15%-да, орта кәсіпорындардың 16%-да және шағын кәсіпорындардың шамамен 20%-да теріс меншікті капитал байқалады.

Теріс капиталдың мұндай үлесі ұзақ уақыт бойы сақталуы ерекше маңызды факті болып табылады. Бұл компаниялардың едәуір бөлігі өз капиталын іс жүзінде жоғалтқаннан кейін де жұмыс істеуін жалғастыратынын білдіреді. Мұндай жағдай бірнеше факторлардың үйлесімділігін: міндеттемелердің ұзартылуын, меншік иелері немесе кредиторлар тарапынан қолдауды, корпоративтік басқару ерекшеліктерін, қызметті жалғастырудағы төмен кедергілерді, сондай-ақ тиімсіз компаниялардың нарықтан шығу тетіктерінің шектеулілігін көрсетуі мүмкін.

Шағын кәсіпорындар бөлудің аса біркелкі еместігін тағы да көрсетуде. Олардың арасында бір уақытта теріс капиталы бар компаниялардың үлесі жоғары және қызметін толығымен дерлік меншікті қаражат есебінен қаржыландыратын компаниялардың да үлесі жоғары. Бұл шағын бизнестің жұмыс істеу модельдерінің – жоғары тәуекелді және төмен капиталдандырылғаннан бастап өте консервативті модельдерге дейін түбегейлі әртүрлі екенін көрсетеді.

Ірі және орта кәсіпорындарды бөлулері бір-біріне едәуір жақын. Олар үшін капиталдандырудың қалыпты мәндерінің айналасындағы бақылаулардың көп шоғырлануы және шағын компаниялармен салыстырғанда аз дисперсия тән.

1-кесте

ROA және ER көрсеткіштерін бөлу

	ROA				Equity ratio			
	Барлығы	Ірі	Орташа	Шағын	Барлығы	Ірі	Орташа	Шағын
Бақылаулар саны	274425	15307	28982	230136	274425	15307	28982	230136
% бақылаулар “≤0”	34%	27%	31%	35%	20%	15%	17%	21%
% бақылаулар “=0”	-	-	-	-	2.4%	0.4%	0.5%	2.7%
Перцентиль								
мин	-0.78	-0.29	-0.35	-0.78	-2824	-28.5	-31.38	-2824
10-шы	-0.17	-0.08	-0.11	-0.19	-0.21	-0.08	-0.13	-0.23
20-ші	-0.06	-0.02	-0.04	-0.07	0.00	0.04	0.01	0.00
30-шы	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.07	0.16	0.11	0.06
40-шы	0.01	0.02	0.01	0.01	0.21	0.29	0.24	0.19
50-ші	0.04	0.04	0.04	0.04	0.38	0.41	0.39	0.38
60-шы	0.08	0.08	0.07	0.09	0.58	0.54	0.54	0.59
70-ші	0.16	0.12	0.12	0.17	0.76	0.67	0.69	0.78
80-ші	0.29	0.18	0.19	0.33	0.90	0.79	0.83	0.92
90-шы	0.60	0.29	0.31	0.69	0.99	0.90	0.95	0.99
макс	2.42	0.62	0.71	2.42	1.00	1.00	1.00	1.00

ROA және ER бірлесіп бөлу. ROA және ER ортақ бөлу. Зерттеудің неғұрлым маңызды нәтижелері пайдалылық пен капитал құрылымын бірлесіп бөлуді талдау кезінде көрінеді. Бұл үшін ROA және ER мәндері децильді топтарға өзгертілді, содан кейін бақылауларды бірлесіп бөлу матрицасы жасалды.

Алынған құрылым кездейсоқ емес екені анықталды. Бөлуде бақылаулардың шоғырлануының екі тұрақты аймағы айқын көрінеді.

Бірінші және ең ірі аймақ бөлу диагоналы бойында орналасады. Онда меншікті капиталдың неғұрлым жоғары үлесі активтердің аса жоғары пайдалылығымен жүйелі түрде үйлеседі. Былай айтқанда, капиталдануы төмен компаниялар көбінесе аз пайдалы және шығынды байқаулар арасында шоғырланған, ал капиталдануы жоғары компаниялар көбінесе табыстылықтың жоғарғы деңгейінде орналасады. Анықталған өзара байланыстың сипаты тұрақты екені назар аударарлық: ол кәсіпорынның көлеміне және таңдалған күнге қарамастан байқалады және деректерді тазартудан кейін де сақталады.

Бақылаулардың екінші шоғырлану аймағы меншікті капиталдың үлесі жоғары, бірақ табыстылығы төмен немесе нөлге жуық компаниялар арасында орналасқан. Әрі қарай талдау бұл аймақтың едәуір дәрежеде мемлекеттің қатысуы бар кәсіпорындар арқылы қалыптасатынын көрсетеді. Осылайша, бірлесіп бөлу нарықтық-тәртіптік режимдегі компаниялардың жұмыс істеу тәртібінің кем дегенде екі түрлі режимнің бар екенін көрсетеді, бір жағынан, капиталдандыру мен табыстылық тығыз байланысқан нарықтық-тәртіптік режим, екінші жағынан, ең алдымен мемлекет қатысатын кәсіпорындарға тән, операциялық тиімділігі төмен, бірақ капиталдандыруы жоғары режим. Бөлуді талдау осы біртекті еместігін неғұрлым анық көруге мүмкіндік береді және ауыспалылар арасындағы орташа байланысты ғана емес, сондай-ақ қаржылық жай-күй кеңістігінде компанияларды орналастырудың орнықты құрылымын көрсетеді.

Меншік түрінің рөлі. Меншік түрі компаниялардың қаржылық жағдайларының екі түрлі бөлінісін ажырататын негізгі фактор болып шығады. Жеке меншіктегі кәсіпорындарға ортақ бөлініс бойынша негізгі диагональ бойынша бөлініс тән: ER жоғары болған сайын ROA да жоғары болады. Мемлекеттік қатысуы бар кәсіпорындар екінші шоғырлану аймағын жақсырақ түсіндіреді. Мемлекеттік компаниялардың жоғары капиталдандыруы және төмен табыстылық аймағында болу ықтималдығы жоғары. Бұл компаниялар үшін меншікті капиталдың жоғары деңгейі көбінесе төмен пайдамен байланысты. Анықталған біртекті емес меншік түрі операциялық тиімділік пен капиталдандыру арасындағы байланыстың конфигурациясын анықтайтын ең маңызды факторлардың бірі екенін көрсетеді.

Ірі, орта және шағын кәсіпорындар арасындағы айырмашылық. Алынған нәтижелер ірі және орта кәсіпорындардың сипаттамалары шағын компанияларға қарағанда айтарлықтай ұқсас екенін көрсетеді. Ірі және орта кәсіпорындарды бөлу нысаны бойынша жақын, салыстырмалы вариацияға және пайдалылық пен капиталдандыруды бірлесіп бөлудің ұқсас құрылымына ие. Шағын кәсіпорындар, керісінше, кіру және шығу кедергілерінің төмендігін, бизнес-модельдердің әртүрлілігін, басқару сапасы мен қаржыландыру көздерінің біртекті еместігін көрсететін барлық дерлік аспектілер бойынша айтарлықтай үлкен біртектілікпен сипатталады.

5. Нәтижелер

Негізгі желілік ерекше нұсқамалар. Негізгі желілік ерекшеліктер. Бастапқы нүкте ретінде операциялық тиімділікті капитал құрылымымен байланыстыратын базалық желілік модельдер бағаланды. Нәтижелері 2-қосымшада келтірілген, оларды былайша сипаттауға болады.

1. ER капиталының құрылымы кірістіліктің жалпы панеліндегі вариацияның шамамен 1,0-1,4%-ын түсіндіреді. Компаниялардың тұрақты әсерлері (компанияға тән және талдаушы үшін байқалмайтын, бірақ өзгермейтін факторлар) ірі, орта және шағын компаниялардың кірістілігі вариациясының тиісінше 41%, 38%, 58%-ын түсіндіреді. Кезеңнің тұрақты әсерлері (макродинамика немесе кезеңге тән барлық компанияларға ортақ факторлар) 1-2%-ды түсіндіреді. Қалған вариация компанияға тән динамикамен

түсіндіріледі. Осылайша, кірістілік вариациясы компаниялардың орташа мәндерінің вариациясы мен компанияға тән уақыт бойынша динамика арасында шамамен тең бөлінеді.

2. Ірі/орта компаниялардың ROA статистикалық түрде ER-мен байланысты: 7% кезінде $ER = 0$ және 9-10% кезінде $ER = 1$. ROA шағын орташа 13-16%, бірақ оның ER-мен байланысы іс жүзінде жоқ.

3. Ірі/орта компаниялар үшін ROA және ER арасындағы байланыс компаниялар үшін біріктірілген құрылымдалмаған бақылауларда (pooled, GLS, GMM) 2,4-2,7% коэффициентімен көрінеді, сондай-ақ кезең әсерлерін, тұрақты және кездейсоқ әсерлерді ескере отырып, 2,8% коэффициентімен көрінеді.

4. Кросс-секциялық бекітілген әсерлерді (CSFE) және бірінші айырмашылықтардағы регрессияны (CSFD) пайдаланған кезде байланыс өз маңыздылығын жоғалтады.

Мұндай нәтиже түсіндіру үшін маңызды. Ол бұл байланыстың көбінесе фирмааралық емес, фирмаішілік сипатта екенін көрсетеді. Яғни, ER неғұрлым жоғары компаниялар кірістілігі жоғары кәсіпорындар тобына жиі түседі, алайда бір компанияның ішіндегі ER-дің уақыт бойынша өзгеруі ROA-ның тұрақты өзгеруіне әкелмейтінін көрсетеді.

Алынған бағалар бірнеше ықтимал тетіктерді ажыратуға мүмкіндік бермейді. Меншікті капиталдың неғұрлым жоғары деңгейі бұрынғы табыстылықтың жинақталған нәтижесін, басқару ретіндегі тұрақты айырмашылықтарды, бизнес-модельдің ұзақ қолданысын, меншік иелерінің ынталандыру құрылымын немесе компания ішінде ресурстарды сақтауға дайындығын көрсетуі мүмкін. Сонымен қатар, компаниялардың тұрақты әсерлерін бақылау кезінде ER маңыздылығының жоғалуы ROA мен ER арасындағы байқалатын байланыс, негізінен, талдаушыға байқалмайтын компанияға тән тұрақты сипаттамалармен шартталған деген түсіндіруге сәйкес келеді.

Мұндай нәтиженің бір ықтимал теориялық түсіндірмесі меншікті капиталдың сигналдық рөлі мен меншік иелерінің адалдығына байланысты. Егер құрылтайшылар немесе негізгі меншік иелері компанияның бизнес-моделінің сапасы, күтілетін табыстылығы және тәуекелдері туралы жақсырақ ақпаратқа ие болса, онда олардың меншікті капиталдың елеулі үлесін сақтауға дайындығы жоба сапасының және ұзақ мерзімді адалдықтың белгісі ретінде қызмет етуі мүмкін. Осы тұрғыда нәтижелер Leland & Rupe логикасына, сондай-ақ құрылтайшылардың қатысу рөлі, инсайдерлік иелік ету және құрылымы туралы әдебиетке сәйкес келеді. Сонымен бірге, нәтижелер меншікті капиталдың ұлғаюы автоматты түрде операциялық тиімділікті арттыруға әкеледі деген қорытынды жасауға мүмкіндік бермейді.

Алайда, бұл түсіндірме жалғыз немесе дәлелденген түсіндірме ретінде саналмауы керек. Қолда бар деректер құрылтайшылардың шешімдерін, бастапқы капитал құрылымын, корпоративтік басқару сапасын немесе компанияның бизнес моделін тікелей бақылауға мүмкіндік бермейді. Олар ER фирманың орнықты қаржылық жағдайының бір бөлігі және компаниялардың орнықты гетерогенділігімен байланысты деген идеяны ұстанады, дегенмен компанияның негізін қалаушының бастапқы таңдауы осы байланыстың негізгі көзі болып табылатынын дәлелдемейді.

Оң байланыс тек табысты компаниялар арасында ғана емес, сонымен қатар қаржылық жай-күйін бөлудің көп бөлігінде де байқалады. Бұл капиталдандыру жоғары кірістіліктің жекелеген эпизодтарымен емес, фирмалардың тұрақты жұмыс істеу ерекшеліктерімен байланысты екенін көрсетеді.

Бұл ретте, нәтижелер меншікті капиталдың ұлғаюы операциялық тиімділіктің артуына автоматты түрде алып келеді деген қорытынды жасауға мүмкіндік бермейді.

Көрініс операциялық процестің (ex post) шеңберіндегі меншікті капиталдың мотивациялық әсерімен де, ex ante операциялары басталғанға дейін қаржылық шешім

қабылданған кезде таңдау механизмімен де екі түсіндірмеге де сәйкес келеді. Сонымен қатар, бақыланып отырған үлестірудің тұрақтылығы, желілік модельдердің шектеулі әсері, сонымен бірге маңызды тұрақты әсер, сондай-ақ фирма деңгейіндегі сипаттамалардың тұрақтылығы гетерогенділіктің тұрақтылығы мотивациялық әсерден кем дегенде маңызды екенін көрсетеді.

Компаниялар топтары арасындағы нәтижелердің біртекті болмауы. Капиталдандыру мен пайдалылық арасындағы жалпы оң арақатынастың орнықтылығына қарамастан, осы байланыстың күші компаниялардың жекелеген топтары арасында айтарлықтай ерекшеленеді. Мемлекет қатысатын жеке кәсіпорындар мен компаниялар арасында айтарлықтай айырмашылықтар байқалады. Жеке сектор үшін ER ұлғаюы мемлекеттік кәсіпорындарға қарағанда күтілетін пайдалылықтың анағұрлым айқын өсуімен көрініс табады.

Бұл нәтиже тарату талдауының қорытындыларына сәйкес келеді. Жеке секторда капиталдандыру және пайдалылық салыстырмалы түрде орнықты бірлескен құрылымды құрайды, ал мемлекеттік кәсіпорындар арасында жоғары капиталдандырылған және бір мезгілде пайдалылығы төмен компаниялардың айтарлықтай шоғырлануы байқалады. Осылайша, меншік түрі компанияның тек қосымша сипаттамасы ғана емес, операциялық тиімділік пен капитал құрылымы арасындағы өзара байланыстың сипатын айқындайтын фактор болып табылады.

Тұжырымдамалық тұрғыдан алғанда, бұл капиталдандырудың барлық компаниялар үшін әмбебап экономикалық мазмұны жоқ екенін білдіреді. Меншікті капиталдың бірдей деңгейі институционалдық ортаға және ынталандыру құрылымына байланысты фирманың қаржылық жағдайын қалыптастырудың әртүрлі тетіктерін көрсете алады.

ROA және ER перцентилдеріндегі квантильді регрессия. Нәтижелердің орнықтылығын тексеру үшін капиталдандыру мен пайдалылық арасындағы желілік емес байланысқа жол беретін ерекшеліктер қосымша бағаланды. Алынған нәтижелер белгілі бір желіліктің жоқтығын көрсетеді, бірақ оның экономикалық мәні жалпы компанияларды бөлудің біртекті болмауына қарағанда айтарлықтай маңызды емес. Функционалды нысанның өзгеруі деректердің статистикалық сипаттамасын біршама жақсартуға мүмкіндік береді, негізгі мәселені шешпейді: компаниялар қаржылық жағдай кеңістігінде біркелкі орналаспайды.

Бұл тұжырымның маңызды әдіснамалық салдары бар. Желілік модельдердің негізгі шектеулілігі ROA мен ER арасындағы тәуелділіктің мүмкін болатын желілігімен ғана емес, орташа әсерлер әртүрлі институционалдық және экономикалық режимдерде жұмыс істейтін компаниялардың әртүрлі топтарының болуына да байланысты. Базалық желілік ерекшеліктердің нәтижелері компаниялардың капиталдандыру деңгейі мен пайдалылығы арасындағы статистикалық маңызды байланыстың болуын растайды. Алайда, детерминация коэффициентінің төмен мәндері стандартты желілік модельдер операциялық тиімділіктің байқалатын вариациясының аз ғана бөлігін сипаттайтынын көрсетеді.

Осы себептерге байланысты көрсеткіштердің әрқайсысы үшін желілік емес трансформация ретінде бөлу қисығы таңдалды. Басқаша айтқанда, ROA және ER мәндері бүкіл үлгінің ішінде перцентильге айналдырылды. Осыдан кейін ROA (PROA) перцентилінің ER (PER) перцентиліне квантильдік (медианалық) регрессиясы бағаланды.

Алынған нәтижелер базалық желілік бағалаудан айтарлықтай ерекшеленеді (2-қосымшаның 4-кестесі). ER перценттері кезінде коэффициенттер көлемі жағынан едәуір жоғары және кәсіпорындардың барлық өлшемдік топтары үшін статистикалық орнықты болып табылады. Әсіресе, желілік ерекшеліктер меншікті капитал үлесі мен пайдалылық арасындағы өте әлсіз байланысты бекіткен шағын кәсіпорындар үшін айырмашылық байқалады, ал квантильді регрессия анағұрлым айқын тәуелділікті анықтайды.

Бұл нәтиженің бірнеше маңызды салдары бар. Ол капиталдандыру мен пайдалылық арасындағы негізгі өзара байланыс желілік емес, тарату сипатында екенін растайды. Квантильді регрессия экстремалды бақылауларға және корпоративтік деректерге тән үлестірімдердің жоғары асимметриясына сезімтал емес. Зерттелетін іріктеме үшін бұл ерекше маңызды, өйткені кәсіпорындардың едәуір бөлігі не теріс капиталды, не теріс пайдалылықты көрсетеді, ал бөлудің ауыр нәтижелері бар. Нәтижелер корпоративтік біртектілік құрылымының орнықтылығын растайды, атап айтқанда: егер көрсеткіштердің абсолюттік мәндері арасындағы желілік орташа байланыс салыстырмалы түрде әлсіз болса да, капиталдануы неғұрлым жоғары компаниялар пайдалылықты бөлудің неғұрлым жоғары сегменттерінде жүйелі түрде орналасады.

Нәтижелерді түсіндіру. Алынған нәтижелер капитал құрылымы мен Қазақстанның нақты секторы компанияларының операциялық тиімділігі арасында тұрақты өзара байланыстың бар екенін көрсетеді. Алайда, осы байланыстың сипаты мұқият түсіндіруді қажет етеді. Зерттеудің неғұрлым орнықты эмпирикалық нәтижесі желілік регрессияларда оң коэффициенттің болуы ғана емес, қаржылық жай-күй кеңістігінде компанияларды бөлу құрылымының өзі болып табылады. ROA және ER бірлесіп бөлуді талдау компаниялардың кездейсоқ орналаспай, бөлудің белгілі бір салаларында жүйелі түрде топтастырылатынын көрсетеді. Жеке секторға салыстырмалы түрде орнықты «диагональды» бөлу құрылымы тән: аса жоғары капиталдандыру аса жоғары пайдалылықпен үйлеседі, төмен капиталдандыру төмен пайдалы және шығынды компаниялар арасында шоғырландырылады.

Мұндай конфигурация бірден бірнеше теориялық тетіктерге сәйкес келеді. Бірақ ең бастысы – екі сипаттама да фирмалардың түрлі «түрлерінің» болуын көрсетуі мүмкін. Неғұрлым орнықты және өндірістік компаниялар бір мезгілде аса жоғары пайдалылықты көрсетеді, меншікті капиталдың неғұрлым жоғары деңгейін қолдайды, борыштық қаржыландыруды сақтықпен пайдаланады және ұзақ мерзімді жұмыс істеу қабілетіне ие.

Мұндай түсіндіру кезінде бақыланатын байланыс жеке қаржылық тетікті емес, басқару, өнімділік, өсу стратегиясы мен бизнес-модельдің орнықтылығы сапасындағы аса терең айырмашылықтарды көрсетеді. Алынған нәтижелер капиталдандыру мен пайдалылық арасындағы байланыс меншік түрі бойынша айтарлықтай өзгешеленетінін көрсетеді. Мемлекеттік кәсіпорындар үшін бұл тәуелділік айтарлықтай әлсіз. Мемлекет қатысатын компаниялардың едәуір бөлігі төмен пайдалылық кезінде жоғары капиталдандыру саласында шоғырландырылады.

Мұндай конфигурация неғұрлым аз бюджеттік шектеулер және мемлекеттік кәсіпорындардың нысаналы функцияларының жеке компаниялардан айырмашылығы туралы гипотезамен үйлеседі. Мемлекеттік секторда капиталдандыру деңгейі тек жинақталған операциялық тиімділікпен ғана емес, сонымен қатар қолдаудың әкімшілік тетіктерімен, активтерді берумен немесе сыртқы қаржыландырудың өзге де нысандарымен айқындалуы мүмкін.

Квантильді және бөлу тәсілдері ақпаратты көбірек береді. Олар капитал құрылымы мен операциялық тиімділік арасындағы байланыс ең алдымен компанияларды әртүрлі қаржылық жағдайлар бойынша орнықты бөлу ретінде көрініс табатынын көрсетеді.

Бұл ретте зерттеу нәтижелері капитал құрылымының компаниялардың пайдалылығына себепші әсерінің дәлелі ретінде түсіндірілмейді. Бұдан басқа, бухгалтерлік есептіліктің көрсеткіштері фирманың ағымдағы жай-күйін ғана емес, бұрынғы шешімдер мен күтпеген өзгерістердің жинақталған нәтижесін де көрсете алады.

Неғұрлым кең мағынада алынған нәтижелер орнықты корпоративтік режимдер мен даму траекторияларының болуын көрсетеді. Қазақстанның нақты секторының компаниялары кірістіліктің, капиталдандырудың, қаржылық тұрақтылықтың және қызметті ұзақ мерзімді сақтау ықтималдығының үйлесімділігі бойынша жүйелі түрде ерекшеленеді.

Корпоративтік сектордың осы орнықты сегментациясы – зерттеудің неғұрлым маңызды нәтижелерінің бірі.

6. Нәтижелерді талқылау

Компаниялардың орнықты қаржылық жай-күйі. Алынған нәтижелер Қазақстанның корпоративтік секторы қаржылық көрсеткіштердің кездейсоқ бөлінуімен емес, компаниялардың салыстырмалы түрде орнықты қаржылық жай-күйінің болуымен сипатталатынын көрсетеді.

Зерттеудің неғұрлым маңызды нәтижесі – пайдалылық пен капиталдандыруды бірлесіп бөлудің тұрақты құрылымын анықтау. Компаниялар жүйелі түрде қаржылық жағдай кеңістігінің белгілі бір салаларында шоғырланады. Төмен капиталдандыру көбінесе төмен пайдалылықпен, ал жоғары капиталдандыру – неғұрлым жоғары пайдалылықпен үйлеседі. Мемлекет қатысатын кәсіпорындар үшін төмен пайдалылық кезінде жоғары капиталдандырудың жеке саласы байқалады.

Мұндай конфигурация уақыт бойынша және деректерді тазалау рәсімдеріне тұрақты, ірі және орта компаниялар мен мемлекеттік сектордың үлесі шектеулі барлық салалар үшін байқалады. Бұл капитал құрылымы мен операциялық тиімділік жекелеген қаржылық көрсеткіштердің қысқа мерзімді ауытқуларына қарағанда компаниялардың неғұрлым орнықты сипаттамаларын көрсетеді деген қорытынды жасауға мүмкіндік береді.

Зерттеу нәтижелері капитал құрылымы компанияның қаржылық сипаттамасы ретінде ғана емес, оның операциялық орнықтылығының индикаторы ретінде де түсіндірілетінін көрсетеді. Меншікті капиталы жоғары және кірістілігі жоғары компаниялар үшін мұндай қорытынды табиғи, өйткені кірістілік компанияның ресурстарды жинақтау, ұзақ мерзімді жұмыс істеу қабілетін және акционерлердің оның одан әрі жұмыс істеуіне мүдделілігін көрсетеді.

Меншікті капиталы теріс компаниялар үшін де осындай қорытынды жасау талап етілетіндігі бүкіл іріктеменің қаржылық жай-күйінің уақыт бойынша орнықтылығының және меншікті капиталы теріс компаниялар үлесінің үнемі жоғары болуының парадоксалды салдары болып табылады. Бұл кредиторлардың талаптарын орындау қиын екенін немесе кредиторлардың оларды орындауға мүдделі еместігін көрсетуі мүмкін. Бірінші жағдайда бұл дәрменсіздікті шешу институттарының әлсіздігін көрсетеді (Миллер&Кабдулов, 2022), ал екіншісінде – мұндай компаниялардағы борыштық міндеттемелердің гибридік белгілері бар екенін көрсетеді.

Зерттеудің неғұрлым тұрақты нәтижелерінің бірі – мемлекет қатысатын кәсіпорындардың жеке сектордан айырмашылығы. Жеке компаниялар үшін капиталдандыру мен кірістілік өзара едәуір тығыз байланысты болып шығады. Бұл өзара байланыс мемлекеттік кәсіпорындар үшін едәуір әлсіз. Осы топта меншікті капиталдың жоғары деңгейі жоғары операциялық тиімділікпен міндетті түрде қатар жүрмейді. Бұл ретте зерттеу нәтижелері өздігінен тиімсіздікті нарықтық емес міндеттерді орындаудан ажыратуға мүмкіндік бермейді. Мемлекеттік компаниялардың төмен кірістілігі міндетті түрде олардың қызметінің экономикалық пайдалылығының болмауын білдірмейді, өйткені осындай кәсіпорындардың бір бөлігі инфрақұрылымдық, әлеуметтік немесе тұрақтандыру функцияларын орындай алады. Дегенмен, анықталған біртектілік корпоративтік сектордың жұмыс істеуінің әртүрлі институционалдық режимдерінің болуын көрсетеді.

Алынған нәтижелер корпоративтік біртектілікті талдау кезінде стандартты желілік ерекшеліктердің шектеулілігін де көрсетеді. Статистикалық маңызды коэффициенттерге қарамастан, базалық OLS-модельдер компаниялардың кірістілігі вариациясының салыстырмалы түрде аз бөлігін ғана түсіндіреді. Бұл орташа желілік әсерлер бөлу құрылымының едәуір бөлігін жасыратынын білдіреді. Квантильді және перцентильді тәсілдер неғұрлым ақпараттық болып табылады, өйткені ол көрсеткіштердің абсолюттік

мәндері арасындағы орташа байланыстың ғана емес, қаржылық жағдайлардың жалпы кеңістігінің ішіндегі компаниялардың жағдайын талдауға мүмкіндік береді.

Неғұрлым кең мағынада зерттеу нәтижелері Қазақстанның корпоративтік секторы бірыңғай «орташа» коэффициентпен нашар сипатталатын жоғары құрылымдық біртектілікпен сипатталатынын көрсетеді.

Алынған нәтижелер одан әрі талдау үшін бірнеше бағыттарды ашады. Біріншіден, компаниялардың әртүрлі қаржы жағдайлары арасындағы ауысу динамикасын зерттеу перспективалы болып табылады. Бұл анықталған корпоративтік траекториялардың тұрақтылығын және олардың арасындағы ауысу ықтималдығын бағалауға мүмкіндік берер еді. Екіншіден, жеке капиталы теріс және кірісі төмен компаниялардың ұзақ жұмыс істеу феномені жеке талдауды талап етеді. Мұндай кәсіпорындар «зомби-компаниялар» деп аталатын проблемалармен және ресурстарды тиімсіз бөлумен байланысты болуы мүмкін. Соңында капитал құрылымы, компаниялардың орнықтылығы мен операциялық тиімділігі арасындағы байланыстың себепті тетіктерін талдауға жақындауға мүмкіндік беретін неғұрлым күрделі динамикалы модельдерді пайдалану перспективалы болып көрінеді.

7. Қорытынды

Осы зерттеу 2009 – 2023 жылдардағы әкімшілік микродеректердің кең ауқымы негізінде Қазақстанның нақты секторы компанияларының капитал құрылымы мен операциялық тиімділігі арасындағы өзара байланысты талдайды.

Алынған нәтижелер Қазақстанның корпоративтік секторы компаниялардың қаржылық жағдайларының жоғары және тұрақты әркелкілігімен сипатталатынын көрсетеді. Зерттеудің неғұрлым маңызды эмпирикалық нәтижесі капиталдандыру мен пайдалылық көрсеткіштері арасындағы статистикалық тәуелділіктің болуы болып табылмайды, оларды бірлесіп бөлуде неғұрлым ақпараттық көрініс табады.

Жеке сектор үшін активтердегі меншікті капиталдың үлесі мен активтердің пайдалылығы арасында тұрақты оң байланыс байқалады. Бұл ретте мемлекет қатысатын кәсіпорындарға жоғары капиталдандыру мен салыстырмалы түрде төмен кірістіліктің үйлесімі тән, бұл жеке сектормен салыстырғанда қаржылық тұрақтылық пен операциялық нәтижелілік арасындағы байланыстың әлсіреуін көрсетеді.

Алынған нәтижелер компаниялардың жұмыс істеуінің әртүрлі институционалдық және корпоративтік режимдерінің болуы туралы ұсыныспен келісіледі. Жеке сектор үшін капиталдың құрылымы, компаниялардың пайдалылығы мен ұзақ мерзімді жұмыс істеу анағұрлым тығыз өзара байланысты. Мемлекет қатысатын кәсіпорындар үшін бұл байланыс әлсіреді.

Сонымен бірге зерттеу нәтижелері сақтықпен түсіндіруді талап етеді. Жұмыс капиталдың құрылымы мен компаниялардың операциялық тиімділігі арасында қатаң себептік байланыс орнатпайды. Неғұрлым жоғары капиталдандыру фирманың орнықтылығының факторы да, жинақталған пайдалылықтың, корпоративтік басқару ерекшеліктерінің немесе неғұрлым орнықты компанияларды ұзақ мерзімді іріктеудің нәтижесі де болуы мүмкін. Неғұрлым кең мағынада зерттеу нәтижелері капитал құрылымының тиімділікке әсер етуінің бірыңғай әмбебап тетігінің әрекетіне қарағанда, компаниялардың қаржылық жай-күйінің орнықты корпоративтік траекториялары мен сегменттелуінің болуын көрсетеді. Мұндай зерттеулер Қазақстанның корпоративтік секторындағы орнықтылық, өнімділік және ресурстарды бөлу факторларын неғұрлым терең түсінуге ықпал етуі мүмкін.

Әдебиет

1. Bebchuk, L. A., & Roe, M. J. (1999). A theory of path dependence in corporate governance and ownership. *Stanford Law Review*, 52(1), 127–170. doi.org

2. Buchanan, J. M., & Tullock, G. (1962). *The calculus of consent: Logical foundations of constitutional democracy*. University of Michigan Press.
3. Hannan, M. T., & Freeman, J. (1984). Structural inertia and organizational change. *American Sociological Review*, 49(2), 149–164. doi.org
4. Johnson, J. M. (1997). Insider ownership and the long-run performance of initial public offerings. *The Journal of Financial Research*, 20(2), 183–201. doi.org
5. Kornai, J. (1986). The Soft Budget Constraint. *Kyklos*, 39(1), 3–30.
6. Kornai, J., Maskin, E., & Roland, G. (2003). Understanding the Soft Budget Constraint. *Journal of Economic Literature*, 41(4), 1095–1136.
7. Leland, H. E., & Pyle, D. H. (1977). Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *The Journal of Finance*, 32(2), 371–387. doi.org
8. Lemmon, M. L., Roberts, M. R., & Zender, J. F. (2008). Persistence and the cross-section of corporate capital structure. *The Journal of Finance*, 63(4), 1575–1608. doi.org
9. Миллер&Кабдулов, (2022). Corporate bankruptcy in Kazakhstan: problems and solutions. Working papers of the National Bank of Kazakhstan.
10. Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187–221. doi.org
11. Ross, S. A. (1977). The determination of financial structure: The incentive-signalling approach. *The Bell Journal of Economics*, 8(1), 23–40. doi.org
12. Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Politicians and firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(4), 995–1025. doi.org
13. Stigler, G. J. (1971). The theory of economic regulation. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 2(1), 3–21.
14. Vismara, S. (2016). Equity crowdfunding: Choose wisely who you stand with. *Small Business Economics*, 47(3), 583–600. doi.org

1-қосымша

1-кесте

ROA және ER бірлесе бөлінуі. Барлық компания

	ROA деңгейі										
ER деңгейі	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Жиыны:
10	0.9	0.9	0.9	1.1	0.8	0.7	0.7	0.9	1.1	1.9	27 379
9	0.7	0.8	1.0	0.9	0.9	0.9	1.1	1.1	1.2	1.4	27 440
8	0.7	0.8	0.8	0.7	0.9	1.0	1.1	1.3	1.3	1.2	27 483
7	0.7	0.8	0.8	0.7	0.9	1.1	1.3	1.3	1.3	1.0	27 442
6	0.7	0.8	0.8	0.8	1.0	1.2	1.3	1.3	1.3	0.8	27 486
5	0.7	0.8	0.9	0.9	1.1	1.3	1.3	1.2	1.0	0.7	27 469
4	0.7	0.9	1.0	1.3	1.4	1.3	1.2	0.9	0.8	0.6	27 387
3	0.8	0.8	1.0	1.6	1.6	1.1	0.8	0.7	0.6	0.7	26 856
2	1.3	1.6	1.6	1.2	0.9	0.8	0.7	0.7	0.7	0.8	28 042
1	2.5	1.7	1.2	0.7	0.5	0.6	0.6	0.6	0.7	0.9	27 441
Жиыны:	27 443	27 442	27 443	27 442	27 442	27 443	27 442	27 443	27 442	27 443	274 425

2-кесте

ROA және ER бірлесе бөлінуі. Мемлекет қатысатын компаниялар

	ROA деңгейі										
ER деңгейі	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Жиыны:
10	3.6	5.7	4.8	7.9	2.6	1.7	1.4	1.2	1.0	0.7	4182
9	1.9	3.1	4.0	5.0	2.2	1.3	1.0	0.6	0.5	0.3	2723
8	1.3	2.2	2.5	3.0	2.0	1.3	1.3	0.7	0.5	0.3	2032
7	1.0	1.1	1.5	2.1	1.2	1.2	0.9	0.6	0.5	0.2	1402
6	0.8	0.9	1.2	1.4	1.0	0.8	0.5	0.4	0.4	0.2	1017
5	0.5	0.6	0.8	0.8	0.6	0.5	0.4	0.2	0.2	0.1	638
4	0.3	0.3	0.6	1.1	0.5	0.4	0.2	0.2	0.1	0.1	504
3	0.1	0.2	0.4	1.1	0.3	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	351
2	0.6	0.7	0.6	0.6	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	451
1	0.7	0.4	0.2	0.1	0.1	0.2	0.1	0.1	0.2	0.2	340
Жиыны:	1473	2093	2262	3157	1491	1036	789	574	472	293	13640

3-кесте

ROA және ER бірлесе бөлінуі. Жеке меншіктегі ірі компаниялар

	ROA деңгейі										
ER деңгейі	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Жиыны:
10	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	105
9	0.1	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.9	1.0	0.6	0.0	673
8	0.2	0.6	0.6	0.7	1.3	1.9	1.9	2.3	1.9	0.0	1498
7	0.2	0.7	0.9	1.0	1.4	2.1	2.6	2.5	2.0	0.0	1735
6	0.2	1.0	1.0	1.1	1.8	2.7	3.1	2.9	2.2	0.1	2076
5	0.4	1.0	1.1	1.1	2.2	2.6	2.9	2.3	1.6	0.0	1972
4	0.4	1.1	1.1	1.1	2.0	2.3	2.0	1.6	0.9	0.0	1614
3	0.3	0.7	0.9	1.5	1.5	1.3	1.0	0.7	0.5	0.0	1107
2	0.7	1.4	1.5	1.0	1.1	1.1	0.9	0.8	0.5	0.0	1162
1	1.0	1.6	1.1	0.5	0.6	0.6	0.6	0.7	0.7	0.0	970
Жиыны:	457	1087	1121	1131	1640	2003	2073	1944	1414	42	12912

Ескертпе. Кестелер ROA мен ER-дің деңгейлер бойынша бірлесе бөлінуін көрсетеді. ROA және ER деңгейлерінің мәндері 2-кестеде көрсетілген. Деңгейге байланысты ROA-ның маргиналды жиілігі төменгі жолда көрсетілген. Деңгейге байланысты ER-дің маргиналды жиілігі шеткі оң жақ бағанда көрсетілген. Бірлесе бөлу барлық қадағалаудың бірлескен жиілігі мен 1/100 арақатынасы ретінде қалыпқа келтірілген нысанда берілген, сондықтан бірліктен көп немесе аз мәндер гомогендік (іріктеме критерийлеріне тәуелсіз) және ROA мен ER тәуелсіз бөлуге қарағанда көп немесе аз ықтималдықты көрсетті.

4-кесте

ROA және ER бірлесе бөлінуі. Жеке меншіктегі орташа компаниялар

	ROA деңгейі										
ER деңгейі	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Жиыны.
10	0.0	0.1	0.1	0.2	0.2	0.2	0.3	0.3	0.2	0.0	432
9	0.1	0.4	0.5	0.6	0.6	0.9	1.3	1.3	0.9	0.1	1711
8	0.3	0.7	0.8	0.8	1.2	1.6	1.7	2.1	1.6	0.2	2802
7	0.4	0.8	0.9	0.8	1.3	1.9	2.4	2.2	1.8	0.2	3233
6	0.5	1.0	1.1	0.9	1.3	2.1	2.2	2.2	1.8	0.2	3399
5	0.5	1.1	1.2	1.0	1.7	2.3	2.1	1.8	1.4	0.2	3418
4	0.5	1.0	1.3	1.5	2.0	2.2	1.7	1.3	0.8	0.1	3159
3	0.4	0.9	1.2	1.8	2.1	1.4	1.0	0.8	0.7	0.1	2662
2	0.8	1.7	1.6	1.3	1.1	1.0	0.8	0.7	0.5	0.1	2430
1	1.4	2.0	1.3	0.6	0.5	0.7	0.7	0.8	0.7	0.1	2278
Жиыны.	1291	2496	2563	2400	3113	3597	3632	3435	2621	376	25524

5-кесте

ROA және ER бірлесе бөлінуі. Жеке меншіктегі шағын компаниялар

	ROA деңгейі										
ER деңгейі	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Жиыны.
10	0.9	0.7	0.8	0.9	0.8	0.7	0.8	0.9	1.2	2.3	22660
9	0.8	0.8	0.9	0.8	0.8	0.9	1.1	1.1	1.3	1.7	22333
8	0.8	0.8	0.7	0.6	0.8	0.9	1.0	1.2	1.3	1.5	21151
7	0.8	0.8	0.7	0.6	0.8	1.0	1.1	1.2	1.2	1.3	21071
6	0.8	0.8	0.8	0.7	0.9	1.0	1.1	1.1	1.2	1.0	20994
5	0.8	0.8	0.9	0.8	1.0	1.1	1.1	1.2	1.0	0.8	21441
4	0.8	0.9	1.0	1.3	1.4	1.2	1.1	0.9	0.8	0.7	22110
3	0.9	0.9	1.0	1.7	1.6	1.1	0.8	0.7	0.7	0.9	22736
2	1.5	1.6	1.6	1.3	0.9	0.8	0.7	0.7	0.7	0.9	23999
1	2.8	1.8	1.2	0.7	0.6	0.6	0.6	0.6	0.8	1.0	23853
Жиыны.	24222	21766	21497	20754	21198	20806	20948	21490	22935	26732	222348

2-қосымша

1-кесте

Регрессия ROA на ER. Крупные предприятия

Method:	Pool	GLS CSw	GMM	GMM CSw	GMM CSFE	GMM CSRE	GMM CSFD	GMM PFE	GMM PRE
C	0.070**	0.053**	0.071**	0.070**	0.081**	0.075**	-0.007	0.071**	0.070**
ER	0.025**	0.024**	0.027**	-0.002	0.001	0.014*	-0.007	0.028**	0.028**
Obs	15307	15307	13551	13551	13551	13551	11965	13551	13551
R-sq	0.0096	0.0136	0.0081	-0.0007	0.4117	0.0004	NA	0.0143	0.0085
F	148.6	210.7	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

2-кесте

ROA-ның ER-ге регрессиясы. Орта кәсіпорындар

Method:	Pool	GLS CSw	GMM	GMM CSw	GMM CSFE	GMM CSRE	GMM CSFD	GMM PFE	GMM PRE
C	0.065	0.060	0.065	0.064	0.086	0.072	-0.058	0.065	0.063
ER	0.027**	0.024**	0.027**	0.015**	-0.032**	0.005	0.058	0.028**	0.028**
Obs	28982	28982	25106	25106	25106	25106	21729	25106	25106
R-sq	0.0117	0.0184	0.0145	0.045	0.3846	0.0013	NA	0.0215	0.0151
F	342.1	544.2	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

3-кесте

ROA-ның ER-ге регрессиясы. Шағын кәсіпорындар

Method:	Pool	GLS CSw	GMM	GMM CSw	GMM CSFE	GMM CSRE	GMM CSFD	GMM PFE	GMM PRE
C	0.161	0.161	0.131	0.133	0.132	0.150	-0.001	0.131	0.112
ER	0.001**	0.001**	0.001*	-0.002	0.000	0.000	-0.001	0.001	0.001
Obs	230136	230136	145224	145224	145224	145224	97709	145224	145224
R-sq	0.0002	0.0071	0.0003	-0.0301	0.5768	0.0001	NA	0.0101	0.0003
F	57.08	1642.5	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Ескертпе. 1. Pool - Pooled OLS. 2. GLS CSW – GLS Cross-sections weighted. 3. GMM - Generalized method of moments. 4. GMM CSW – GMM Cross-sections weighted. 5. GMM CS FE – GMM Cross-section fixed effects. 6. GMM CS RE – GMM EGLS Cross-section random effects. 7. GMM CS FD – GMM Cross-section fixed first differences. 8. GMM PFE – GMM EGLS Period fixed effects. 9. GMM PRE – GMM EGLS Period random effects.

*, ** - маңыздылығы 95% және 99%

4-кесте

ROA персентилінің ER персентиліне медианалық регрессиясы
(Dependent variable PROA (ROA персентилі))

	Крупные	Средние	Малые	Гос. участие	Частные
Наблюдения	15307	28982	230136	13640	260785
C	42.61**	38.67**	32**	35.75**	31.55**
PER	0.19**	0.24**	0.36**	-0.02**	0.41**
Pseudo R-squared	0.01	0.02	0.04	0.00	0.05
S.E. of regression	22.50	23.76	29.58	22.37	28.67

Estimating at q=0.5. Huber Sandwich Standard Errors & Covariance, Sparsity method: Kernel (Epanechnikov) using residuals