



ҚАЗАҚСТАН ҰЛТТЫҚ БАНКІ

**Қазақстанда АСМ моделі арқылы мерзімдік
сыйақыны модельдеу**

**Ақша-кредит саясаты департаменті
№2025-4 жұмыс мақаласы**

Б. Шамар

Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің (бұдан әрі – ҚРҰБ) экономикалық зерттеулері мен талдамалық жазбалары ҚРҰБ зерттеу нәтижелерін, сондай-ақ ҚРҰБ қызметкерлерінің басқа да ғылыми-зерттеу жұмыстарын таратуға арналған. Экономикалық зерттеулер пікірталас тудыру үшін таратылады. Құжаттағы пікір автордың жеке ұстанымы және ол ҚРҰБ ресми ұстанымына сәйкес келмеуі мүмкін.

АСМ моделін қолдана отырып, Қазақстанда мерзімділік үшін сыйлықақыны модельдеу

NBRK – WP – 2025-4

Қазақстанда АСМ моделі арқылы мерзімдік сыйақыны модельдеу Бауыржан Шамар¹

Аннотация

Бұл зерттеуде Қазақстан МБҚ кірістілік қисығы табыстылығының құрылымындағы өзгерістерге негізделген мерзімдік сыйақының базалық есебі ұсынылады.

Ұлттық Банктің макроэкономикалық пікіртеріміне сәйкес Қазақстанда ұзақ мерзімді бейтарап базалық ставка ұзындықтағы форвардтық қисықтан айтарлықтай ерекшеленеді. Бұл айырмашылық нарықта өтімділікті таңдаудан басқа мерзімдік сыйақыға әсер ететін өзге де факторлар бар екенін көрсетеді. Ұлттық Банктің Макроэкономикалық пікіртерімінің нәтижелері ұзақ мерзімді кірістіліктен мерзімдік сыйақы компоненттерін бөліп алу үшін пайдаланылуы мүмкін болғанымен, пікіртерімнің өзі жылына 8 рет жүргізіледі және пікіртерім деректері бұрмалануы мүмкін.

Осы зерттеуде келтірілген тәсіл АСМ әдіснамасының көмегімен мерзімдік сыйақыны тек МБҚ кірістілігі туралы деректерден бөліп алуды көздейді және қосымша алғышарттарды талап етпей, тек қана статистикалық техникалардың негізінде құрылады.

Мұндай тәсіл ұзақ мерзімді кірістілікті бейтарап ұзақ мерзімді номиналды базалық ставкаға және мерзімдік сыйақыға бөлуге мүмкіндік береді. Бұдан әрі бұл ұзақ мерзімді кірістілік тәртібінің мәні және оларға инфляциялық сын-қатердің қалай әсері туралы қосымша болжам жасауға мүмкіндік береді.

Қосымша осы есептеудің негізінде 9-9,2% аралығындағы кірістілік қисығы туралы нарықтық деректерді ғана негізге ала отырып, ұзақ мерзімді бейтарап номиналды ставка бағаланды.

Негізгі сөздер: кірістілік қисығы, мерзімдік сыйақы, ақша-кредит саясаты, инфляциялық сын-қатер сыйақысы.

JEL- классификация: G12, E43, E44

¹ Бауыржан Шамар – Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкі, Ақша-кредит саясаты департаменті, ақша-кредит саясаты басқармасы, бас маман-талдаушы. E-mail: bauyrzhan.shamar@nationalbank.kz

Мазмұны

Кіріспе	Ошибка! Закладка не определена.
1. Әдебиетке шолу	6
2. Әдіснама	9
3. Нәтижелер.....	Ошибка! Закладка не определена.
Қорытындылар.....	Ошибка! Закладка не определена.
Әдебиет тізімі	19

Кіріспе

2022 жылдан бастап Қазақстанда МБҚ кірістілігі едәуір өсіп, 2025 жылы өсімі жалғасты. Бір жағынан, мұны инфляция мен базалық ставканың өсуімен байланыстыруға болады. Алайда мұндай жағдайда күтілетін әсерді тәуекел компонентінен бөлу маңызды. Бір жағынан, ҚР Ұлттық Банкінің Макроэкономикалық пікіртерімі негізінде жарияланатын Қазақстандағы ұзақ мерзімді бейтарап номиналды ставка туралы деректерде 14-15% деңгейіндегі 10 жылдық кірістілік кезінде 8%-дан 9%-ға дейін алшақтық байқалады.

Бұл алшақтық ұзақ мерзімді кірістілік пен тиісті форвардтық мөлшерлемелер арасындағы қарапайым айырмашылыққа қарағанда Қазақстанда мерзімдік үшін неғұрлым жоғары сыйлықақымен түсіндірілуі мүмкін. Бұл ретте Қазақстандағы кірістілік туралы деректер нарық ерекшеліктерінің әсеріне, атап айтқанда оның сегменттелуі мен өтімділігінің шектелуіне жиі ұшырайтынын атап өткен жөн. Бұл шектеулер дамыған нарықтарда қолданылатын әдістердің нәтижелерін оқу тәсілдеріне белгілі бір түзетулер енгізеді.

Осы зерттеуде қолданылатын модель пікіртерімі деректеріне негізделмейді, мерзімдік сыйақы компоненттерін алу үшін тек қана статистикалық аппаратты пайдаланады. Осы орайда алынған нәтижелерді түсіндіру шектеулі екенін атап өту қажет. Мерзімдік сыйақыны бағалау әдебиетінде модельді таңдау сыйақының мөлшері мен белгісіне, сондай-ақ макроэкономикалық белгісіздіктің айнымалысына бағалаудың тәуелді болуына әсер ететіні аталды. Әдіснамалық қиындықтар сыйақыны бағалаудың түрлі тәсілдеріне байланысты: классикалық модель Kim-Wright (2005), содан кейін Adrian-Crump-Moench (2013) (бұдан әрі – АСМ) және басқа да ерекшеліктер тәуекел бағасы туралы болжамдарға байланысты бағалаудың әртүрлі тәртібін көрсетеді. Осыған байланысты мерзімдік сыйақыны талдауда бірнеше модельді пайдалану ұсынылады. Сонымен қатар, бұл жұмыс Қазақстанда мерзімдік сыйақы тәртібін бағалау мен түсіндіруді одан әрі зерттеуге жол ашады.

Бұл зерттеуде біз негізгі АСМ әдісін толықтырусыз қолданамыз. Осы орайда бағалаудың дәйектілігін бағалау үшін алынған бағалаудың экономикалық маңызын анықтау үшін қосымша талдау жүргізіледі.

1. Әдебиетке шолу

Кірістіліктің уақыттық құрылымын ұзақ мерзімді бейтарапқа декомпозициялау үшін АСМ модельдерін қолдану салыстырмалы түрде жаңа бағыт саналады. Adrian, Crump және Moench (2013) бірегей зерттеуі желілік регрессияның үш кезеңдік әдісі арқылы АҚШ мерзімдік сыйақысын есептеу әдісін іске асыру және түсіндіру үшін салыстырмалы түрде қарапайым тәсілді ұсынады.

Кейіннен бұл тәсіл түрлі жұмыстарда дамыды. Мәселен, Аустралия деректеріне жүргізілген Jennison (2017) жұмысында бірінші кезеңде VAR бағалауларында орын ауыстырудың бутстрэп-түзетуін қолдану негізгі жаңалық болды, ол пайыздық ставкалардың жоғары орнықтылығын ескеруге және тәуекелсіз кірістілік сияқты мерзімділік сыйақысының да неғұрлым нақты бағаларын алуға мүмкіндік береді.

Аралас әдістер де қолданылады. Aydın және Özel (2024) жұмысында Түркияның мемлекеттік облигацияларының кірістілігін екі құрамдас бөлікке – күтілетін қысқа мерзімді мөлшерлемеге және мерзімділік үшін сыйлықақыға – пайыздық мөлшерлемелер құрылымының аффинді модельдерінің (АСМ және JSZ) екі кең таралған тәсілінің көмегімен декомпозициясын жүргізеді. Шетелдік инвесторлар үлесінің мерзімдік сыйақы шамасына әсерін қосымша бағалау стандартты АСМ тәсілін кеңейту саналады. Эмпирикалық нәтижелер шетелдік инвесторлар үлесінің бір пайызға өсуі мерзімдік 5 жылдық сыйақының орта есеппен 53-55 базистік тармаққа төмендеуіне алып келетінін көрсетеді. Осылайша, шетелдік инвесторлардың қатысуы мен дамушы елдерде мерзімдік сыйақыға деген олардың тәуекел дәрежесінің елеулі әсері туралы қорытынды жасалады.

Lynch (2019) 24 елдің мемлекеттік облигацияларының 10 жылдық номиналды кірістілігін регрессиялық АСМ-модельдің көмегімен келешектегі қысқа мерзімді ставка мен мерзімдік сыйақының күтілетін компоненттерінің құрамдас бөліктеріне инфляциялық сын-қатерді хеджирлеу құралдарымен жүйелі түрде декомпозиция жүргізеді. Бұдан басқа, Lynch тұтыну бағаларының айлық өсу қарқынының басты компоненттері негізінде инфляцияның екі жаһандық индексін құрастырады және орталық банктердің инфляцияны таргеттеуге бейімділігі артуы инфляциялық күтулердің құбылмалылығын және тиісінше, ұзақ мерзімді мерзімдік сыйақыны төмендететінін көрсетеді. Панельді регрессиялық талдау инфляция белгісіздігінің біртіндеп әлсіреуі соңғы төрт онжылдық кезеңде 10 жылдық мөлшерлемелердің төмендеуіне жаһандық трендтің негізгі драйвері болып табылғанын растайды.

Lemke және Werner (2017) жұмысында Еуропа орталық банкінің Мемлекеттік облигацияларды сатып алу бағдарламасын күту мен жариялау 10 жылдық неміс МБҚ-ның кірістілігіне қалай әсер еткені талданады. Авторлар PSPP күтулерін құру кезеңінде (2014 жылғы жазда – 2015 жылғы наурызда) және ЕОБ негізгі шешімдері күндері (2015 жылғы 22-23 қаңтарда және 2015 жылғы 5-6 наурызда) кірістіліктің төмендеуі шамамен толығымен мерзімдік сыйақының

азаюымен түсіндірілетінін көрсетеді, ал күтулердің компоненті тұрақты болып қалады. Lemke және Werner (2017) мемлекеттік облигацияларды сатып алу бағдарламасы ұзақ мерзімді мөлшерлемелерге көбінесе мерзімдік сыйақыға ықпал ету арқылы әсер ететінін көрсетеді, бұл еуроаймақта дәстүрлі емес монетарлық саясаттың даму тетіктерін түсіну үшін маңызды салдары бар.

Adrian, Crump және Moench (2013) тәсілін пайдалана отырып, Callaghan (2019) Жаңа Зеландия Резервтік Банкінің талдау жазбасында 10 жылдық мемлекеттік облигациялардың кірістілігіне декомпозиция жүзеге асырды. Автор инфляцияға, жұмыссыздыққа және MOVE индексіне мерзімдік сыйақы регрессиясын бағалай отырып, талдауды кеңейтеді. Барлық үш айнымалылар $p < 0,01$ деңгейінде маңызды және сыйлықақы өзгеруінің 70%-дан астамын да түсіндіреді. Callaghan SVAR-моделі арқылы мерзімділік сыйлықақысының 1 п.т-ға күтпеген өзгерісі базалық инфляцияның 0,3 п.т. \approx төмендеуіне және жұмыссыздықтың 6-8 тоқсан ішінде 0,45 п.т. \approx өсуіне алып келетінін де көрсетті. Бұл әсер жиынтық сұраныстың теріс күтпеген өзгерісіне ұқсас.

Осылайша әдебиет ACM моделінің аясы кең екенін көрсетеді. Сонымен қатар, бұл жұмыс Қазақстан деректерінің негізінде модель жұмысының базасын түсінуге және алынған нәтижелерді түсіндіруге арналады.

ACM әдісі статистикалық заңдылықтарды ғана пайдалана отырып, мерзімдік сыйақы алатынын және модельге құрылымдық теңдеулерді немесе экономикалық агенттердің күтулерін қоспайтынын атап өткен жөн, сондықтан ол тек статистикалық құрал болып қала береді. Нәтижесінде, ACM әдісімен алынған сыйақы қатарының өзі тәуекелдік үстеменің шамасы туралы хабар береді, бірақ оның ауытқу себептерін ашпайды.

Бұл бағалауларға экономикалық мән беру үшін зерттеушілер әдетте ACM серияларын VAR, FAVAR немесе DSGE модельдеріне макроиндикаторлармен, қаржылық құбылмалылық шараларымен және саясаттың күтпеген өзгерістерімен бірге қосады. Мұндай байланыс мерзім үшін сыйлықақыға және қандай күшпен әсер ететін факторларды анықтауға мүмкіндік береді. Түпнұсқа жұмыста мерзімділік үшін сыйлықақының қозғалысы MOVE² индексімен салыстырылады.

Төменде басқа да зерттеулер мен олар үшін пайдаланылатын айнымалылар ұсынылады:

1-кесте

№	Зерттеу	Модель	Оқшауланған айнымалылар	Жаһандық айнымалылар
1.	Aguilar-Argaez et al. (2022)	TVP регрессия	- мерзімдік нақты сыйақы; - инфляциялық тәуекел сыйақысы; - валюталық тәуекелді бағалау	• АҚШ-тағы мерзімдік сыйақы;

² АҚШ қазынашылық облигациялары кірістілігінің күтілетін (міндеттелген) құбылмалығының индексі

2.	Callaghan (2019)	SVAR	- жұмыссыздық; - базалық инфляцияның құбылмалылығы; - инфляциялық күтулер.	
3.	Lynch (2019)	VAR	- Инфляция; - инфляцияның құбылмалылығы; - экономикалық саясаттың белгісіздік индексі; - ақша-кредит саясатының белгісіздік индексі; - мемлекеттік борыштың белгісіздік индексі; - сауданың белгісіздік индексі.	- Move индексі;
4.	Kumar, Mallick, Mohanty & Zampolli (2017)	SVAR	-Fed Funds rate; -ЖІӨ; -инфляция.	- VIX қорқыныш индексі; -Move;
5.	Soobyah & Steenkamp (2020)	SVAR	- инфляциялық күтулер; - ЖІӨ-нің дефляторы; - капитал әкелінуі; - рандтың АҚШ долларына шаққандағы айырбастау бағамының құбылмалылығы.	
6.	Мухаметов (2025)	OLS	- а/а инфляция, маусымдық факторлар ескерілмеген инфляция; - рубльдің АҚШ долларына қатысты айырбастау бағамының құбылмалылығы; - халықтың инфляциялық күтулері.	

1-кестеде зерттеулерде, әдетте, түсіндірілетін оқшауланған айнымалылар ретінде ішкі экономиканың макрокөрсеткіштері немесе олардың құбылмалылығы пайдаланылатыны көрсетіледі. Сыртқы факторлар арасында АҚШ ФРЖ мөлшерлемесі, сондай-ақ қаржы нарықтарының белгісіздігі мен құбылмалылығының әртүрлі индекстері аталады.

Тәсілді сынау.

BIS (2018) түрлі үлгілерді салыстырады және АСМ әдісі дағдарыстан кейінгі төмен мөлшерлемелерді ұзақ мерзімді бейтарап мөлшерлеменің құлдырауы ретінде түсіндіретінін анықтайды, ал CPI/пікіртерімі бар модельдер мерзімділік үшін 100 б.т. жоғары сыйлықақы береді. Модельдің макро және пікіртерім ақпаратын қабылдамауы қысқа мөлшерлемені күтудің және соның салдары ретінде мерзімділік үшін сыйлықақы тым күрт ауытқуына әкеледі.

Bauer (2018) АСМ әдісі арқылы бағаланған мерзімдік сыйақы өте құбылмалы, ал күтілетін мөлшерлеме өте тұрақты екенін көрсетеді.

Li et al. (2017) осы әдіспен алынған сенімді аралықтар өте кең болуы мүмкін екенін атайды және оны мерзімдік сыйақыны талдауда басқа модельдермен үйлестіре пайдалануды ұсынады.

Осылайша, АСМ әдісі мерзімдік сыйақының статистикалық бағасын бергенімен, алынған бағалардың дұрыстығына үміттенбейді, тек мерзімділік үшін сыйлықақы кірістілік қисығының қай жерде болуына қарай қайда орналасуы мүмкін екендігі туралы базалық түсінік береді.

2. Әдіснама

Модельде баға белгілеудің бақыланатын факторлары негізге алынады және **үш қадамдық бағалау** рәсімі құрылады. Бірінші қадамда факторлардың өздерін олардың лаг мәндеріне кері қарай отырып, баға белгілеу факторларының болжамды компоненттерге және факторлардың инновацияларына декомпозициясы жүзеге асырылады. Екінші қадамда қазынашылық облигациялар кірістілігінің баға белгілеу факторларының лаг мәндеріне және осы факторлардың бір мезгілдегі инновацияларына тәуелділігі бағаланады. Үшінші кезеңде кросс-секциялық регрессия арқылы тәуекелдің нарықтық бағасының параметрлері бағаланады. Бұл параметрлер кейіннен күтілетін ставкадан мерзімдік сыйақыны бөліп алуға мүмкіндік беретін құрал саналады.

Модельді құру және негізгі алғышарттар. К өлшемді X_t жай-күйі факторларының векторы модельдің негізі болады. Adrian, Crump және Moench (2013) бірегей зерттеуінде кірістілік қисықтарын талдау шеңберінде PCA алғашқы 5 факторы пайдаланылады. Бірінші фактор бүкіл қисықтың бір бағыттағы қозғалысын көрсетеді және *деңгей* ретінде түсіндіріледі, екінші фактор – қысқа мерзімді және ұзақ мерзімді учаскелердің әртүрлі бағыттағы қозғалысы (*еңіс*), үшінші фактор – қысқа мерзімді және ұзақ мерзімді учаскелердің бір бағыттағы және орта мерзімді учаскенің кері бағыттағы қозғалысы (*қисық*) ретінде түсіндіріледі. Осыған ұқсас төртінші және бесінші фактор кірістілік құрылымының одан да күрделі аспектілерін түсінуге мүмкіндік береді, алайда әдебиетте айқын түсіндірмесі жоқ. Факторлар стационарлық және желілік түрде уақыт бойынша дамиды.

Модельдің жұмысы үшін **стохастикалық дисконттаушы көбейткіш** M_{t+1} ұғымы енгізіледі, онда құнды уақыт бойынша ауыстыру белгіленген. АСМ моделінде M_{t+1} факторларға және кездейсоқ күтпеген өзгеріске қатысты экспоненциалды-аффинді (*желілік*) нысанда болады деп қабылданады. Атап айтқанда, оның мынадай ерекшелігі болжанады:

$$M_{t+1} = \exp \left(-r_t - \frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \lambda_t' \Sigma^{-\frac{1}{2}} v_{t+1} \right) \quad (1)$$

мұнда r_t – қысқа мерзімді тәуекелсіз мөлшерлеме (бір кезеңге), ал λ_t – t кезіндегі тәуекелдің нарықтық бағаларының векторы. SDF мұндай функционалдық нысаны v_{t+1} факторлық күтпеген өзгерістер қалыпты, ал M_{t+1} экспоненциалды түрде v_{t+1} және X_t жай-күйіне экспоненциалды байланысты болатын гаусстық аффинді жағдайға сәйкес келеді.

Қысқа мерзімді мөлшерлеме факторлардың аффинді функциясы ретінде модельденеді:

$$r_t = \delta_0 + \delta_1' X_t \quad (2)$$

мұнда δ_0 және δ_1 – тиісінше деңгейлік және факторлық құрамдас бөліктер үшін коэффициенттер (векторлар). АСМ-де тәуекел бағасының мынадай ерекшелігі пайдаланылады:

$$\lambda_t = \Sigma^{-\frac{1}{2}} (\lambda_0 + \lambda_1 X_t) \quad (3)$$

мұнда λ_0 – К өлшемі константасының векторы, ал λ_1 – КхК өлшемінің матрицасы. λ_t векторы әрбір фактордың жекелеген ауытқуы үшін инвесторлар талап ететін тәуекел сыйақысын сипаттайды және факторлардың нақты және тәуекел-бейтарапты дрейфі арасындағы айырманы айқындайды. M_{t+1} формуласына осы λ_t қою кез келген актив бойынша күтіліп келтірілген кірістілік факторлармен байланысты тәуекелді өтейтін шамаға түзетілуін қамтамасыз етеді. Осылайша, соңында $\lambda_0 = \lambda_1 = 0$ белгіленсе, онда мерзімдік сыйақыдан тазартылған күтілетін ставкаларды алуға болады.

АСМ моделінде купонсыз облигациялардың бағасы берілген SDF негізінде арбитражсыз жағдайдан шығарылады. $P_t^{(n)}$ – n кезеңінен кейін өтелетін облигацияның ағымдағы бағасы болсын. Онда арбитраж болмауы қағидаты баға бойынша бағалаудың рекурсивті арақатынасын береді:

$$P_t^{(n)} = \mathbb{E}_t^{\mathbb{P}} [M_{t+1} P_{t+1}^{(n-1)}] \quad (4)$$

M_{t+1} экспоненциалдық-аффинді нысанын және факторлардың желілік динамикасын ескере отырып, осы рекурсияның шешімі бір облигация бағасының логарифмі үшін аффинді нысан болады. Атап айтқанда, өтеудің әрбір n мерзімі үшін мынадай A_n және B_n коэффициенттері бар:

$$\ln P_t^{(n)} = A_n + B_n' X_t + u_t^{(n)} \quad (5)$$

мұнда $u_t^{(n)}$ – n мерзімі бар облигациялар үшін кірістілікті бағалаудың кездейсоқ қатесі. Кездейсоқ компоненттің болуы модельдің бақыланатын бағалармен толық сәйкес келмеу мүмкіндігін көрсетеді, бұл модельді желілік регрессиялардың көмегімен бағалауға мүмкіндік береді. A_n және B_n коэффициенттері облигация бағасының параметрлері деп аталады және арбитражсыз баға белгілеу шарттарынан туындайтын рекурренттік теңдеулер жүйесін қанағаттандырады.

Осылайша, t уақыт кезіндегі кірістіліктің барлық қисығы теңдеу арқылы модельденеді:

$$y_t^{(n)} = -\frac{1}{n} (A_n + B_n' X_t) \quad (6)$$

Бұл модельдік бағалау арқылы нақты кірістілікке барынша жақындатылған мәндерді алуға және содан кейін тәуекел факторларын нөлге келтіруге мүмкіндік беретін негізгі модель саналады.

Осы жорамалдарды қабылдай отырып, бағалаудың үш қадамдық рәсімі жүргізіледі.

Бірінші қадамда факторлардың динамикасы VAR (1) көмегімен бағаланады:

$$X_{t+1} = \mu + \Phi X_t + v_{t+1} \quad (7)$$

мұнда μ – тұрақты дрейфтердің векторы, Φ – КхК өлшемінің авторегрессия матрицасы, ал v_{t+1} – Σ ковариациялық матрицасы бар инновациялардың (болжау қателерінің) векторы. Бұл кезең болжамды және болжанбайтын компоненттерді бөліп көрсетуге мүмкіндік береді. Алынған коэффициенттер бұдан әрі кірістіліктің болжамдылығын сипаттайтын қосалқы шамалар ретінде пайдаланылады.

Екінші қадамда артық кірістілік ұғымы енгізіледі:

$$rx_{t+1}^{(n-1)} = \ln P_{t+1}^{(n-1)} - \ln P_t^{(n)} - r_t \quad (8)$$

Бұл рәсім бір ай мерзімі бар тәуекелсіз қағазбен нақты тенор бойынша айлық кірістілік салыстырылатынын білдіреді. Олардың арасындағы айырмашылық артық кірістілік ретінде қабылданады. Нәтижесінде біз NxT өлшеміндегі матрицаны аламыз. Бұл әдісте мөлшерлемені мерзімділігі үшін сыйлықақыға және тәуекел-бейтарап мөлшерлемеге бөлу кезінде тәуекелсіз тәуелділіктерді бөлу мақсатында нақ артық кірістілік (яғни тәуекелсіз кірістілік) талданады.

Бұдан әрі VAR (1) бағалау көмегімен бұрын алынған есептелген артық кірістілік матрицасының регрессиясы бағаланады:

$$rx = a + cX + \beta' \hat{V} + e \quad (9)$$

Нәтижесінде біз \hat{a} бағалауын – Nx1 өлшеміндегі векторды, $\hat{\beta}$ – NxK өлшеміндегі матрицаны, \hat{c} – NxK өлшеміндегі матрицаны және e қателіктерін – NxT өлшеміндегі матрицаны аламыз. Бұл мәндер де қосалқы шамалар болып табылады және артық кірістілік пен болжанатын және болжанбайтын компоненттер арасындағы жалпы байланысты көрсетуге көмектеседі.

Үшінші қадамда λ_0 және λ_1 тәуекел параметрлері бағаланады:

$$\lambda_0 = (\hat{\beta} \hat{\beta}')^{-1} \hat{\beta} (\hat{a} + \frac{1}{2} (\hat{\beta} \text{vec}(\hat{\Sigma}) + \sigma^2 I_n)) \quad (10)$$

$$\lambda_1 = (\hat{\beta} \hat{\beta}')^{-1} \hat{\beta} \hat{c} \quad (11)$$

мұнда \hat{a} , $\hat{\beta}$, \hat{c} – алдыңғы қадамнан алынған мәндер, σ^2 – алдыңғы қадамнан қате дисперсия.

Алынған параметрлердің көмегімен кірістілікті бағалау

Қорытындысында $y_t^{(n)}$ кірістілігі $y_t^{(n)} = \widehat{A}_n + \widehat{B}'_n X_t + \widehat{\varepsilon}_t^{(n)}$ ретінде бағаланады. $A_n = A_{n-1} + B'_{n-1}(\mu - \lambda_0) + \frac{1}{2} (B'_{n-1} \Sigma B_{n-1} + s^2) - \delta_0$ и $B'_n = B'_{n-1}(\Phi - \lambda_1) - \delta'_1$ болады.

λ_0 және λ_1 тәуекел параметрлерін нөлге теңестіре отырып, біз тәуекелден тазартылған күтілетін қысқа мерзімді мөлшерлемені және мерзімділік үшін сыйлықақыны алуымыз мүмкін.

3. Алынған нәтижелер

4.

1-сурет 10 жылдық кірістіліктің мерзімдік сыйақы динамикасын көрсетеді.

1-сурет



Мерзімдік сыйақы динамикасы 2020-2021 жылдары тұрақты болды. Алайда соңғы 3 жылда өсе бастады. Қазіргі жоғары мерзімдік сыйақы олардың ұзақ мерзімді бейтарап мәндерімен салыстырғанда МБҚ кірістілігінің артқан мөлшерлемесін көрсетеді (2-сурет).

2-сурет



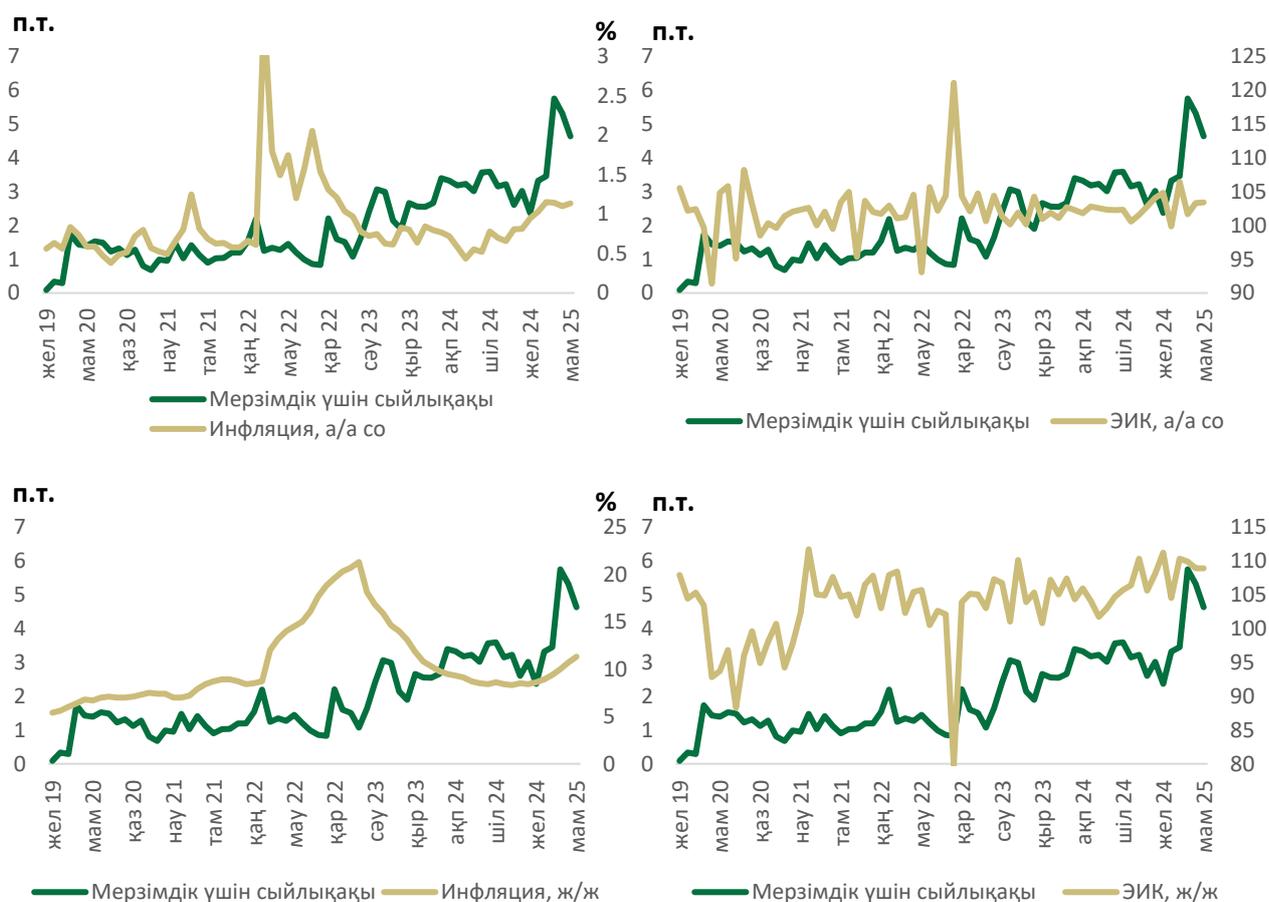
Әдебиетте номиналды ұзақ мерзімді бейтарап мөлшерлемелер ретінде түсіндірілетін тәуекелдерден тазартылған ұзақ мерзімді пайыздық мөлшерлемелер туралы ақпарат алу мерзімдік сыйақыдан басқа АСМ моделін бағалаудың тағы бір нәтижесі саналады. Бұл жағдайда ол – 10 жылда күтілетін мөлшерлеме. 2-суреттен тәуекелдерден тазартылған ұзақ мерзімді мөлшерлеме 10 жыл деңгейінде 9%-дан 9,2%-ға дейінгі аралықта өзгертінін көруге болады. Бұл динамика Ұлттық Банктің Макроэкономикалық пікіртерім деректеріне сүйенеді, бұл алынған мөлшерлемені ұзақ мерзімді номиналды бейтарап базалық мөлшерлеме ретінде түсіндіруге мүмкіндік береді. Бұл бағалау Қазақстандағы ұзақ мерзімді номиналды бейтарап мөлшерлеменің деңгейі туралы тағы бір дәлелі

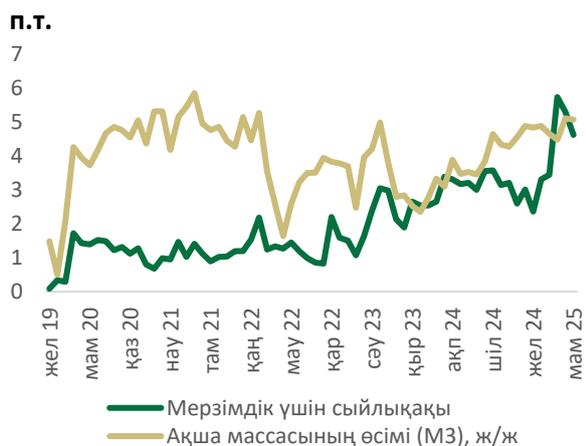
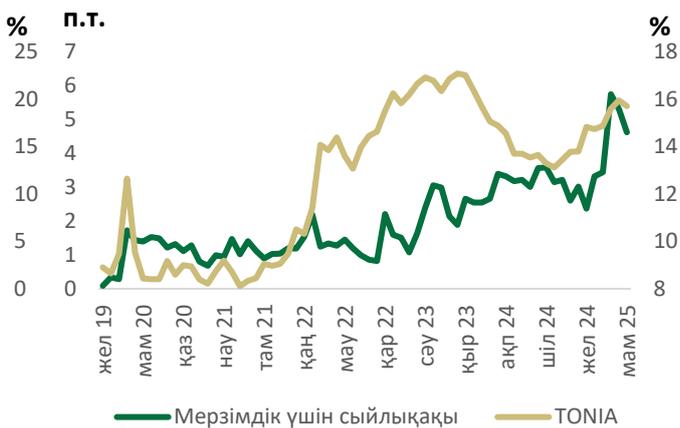
болады. Ұлттық Банктің Макроэкономикалық пікіртеріміне қарағанда осы мөлшерлеме 2019 жылдың соңынан бастап ай сайынғы негізде есептелу мүмкіндігі (Макроэкономикалық пікіртерімі 2022 жылғы тамызда басталып, базалық ставка бойынша шешімнің алдында жылына 8 рет өткізіледі) бұл бағалаудың артықшылығы.

Мерзімдік сыйақы үрдістері мен өзгерістерін түсіндіру үшін факторларды іздестіруде біз оны бірқатар оқшауланған және жаһандық факторлармен салыстырдық (4-сурет). Үлкен лағы бар 10 жылдық сыйлықақы TONIA үрдісіне сүйенеді, бұл ретте қалған факторларды қарағанда өзгерістерді бірге бағытталмаған немесе үрдістері сәйкес келмейді (2024 жылдың ортасынан бастап инфляцияны қоспағанда). Ұлттық Банктің ақша-кредит саясатының операциялық бағдары болып табылатын TONIA ақша нарығының мөлшерлемесі 10 жылдық кірістілікке әсер ететіні Қазақстанның бағалы қағаздар нарығының тағы бір ерекшелігін көрсетеді: жаңа шығарылымдар базалық ставканың деңгейі туралы соңғы деректерге өте бағдарланған және жаңа макро-статистиканың шығуына аздап тәуелді.

4-сурет

10 жылдық мерзімдік сыйақыны негізгі жергілікті және жаһандық факторлармен салыстыру.





Жаһандық факторлардан соңғы кезеңде EMBI және VIX индекстерін бөліп көрсетуге болады, олардың өсуі 10 жылдық мерзімдік сыйақының өсуімен сәйкес келеді.

Осы факторлардың негізінде орта мерзімді және ұзақ мерзімді сыйақыға арналған VAR (1) моделі де бағаланды. **Эндогенді ауыспалылар** ретінде маусымдық факторлар ескерілмеген ТБИ а/а, маусымдық факторлар ескерілмеген ЭИК а/а және орташа ай сайын өлшемді TOINA мөлшерлемесі пайдаланылды. **Экзогенді ауыспалылар** ретінде EMBI индексі, BRENT маркалы мұнайдың бағасы және тиісті мерзімділігі бар CDS туралы деректер пайдаланылды (1-қосымша).

Бағалау нәтижелері негізгі статистикалық маңызы бар әсер алғашқы 2-3 кезеңде байқалатынын көрсетеді. Алайда 10 жылдық мерзімдік сыйақының импульстік нәтижесі статистикалық тұрғыдан маңызды емес.

Сонымен қатар алынған нәтижелер мерзімдік сыйақыныны дұрыс түсіндіру үшін неғұрлым мұқият бағалау жүргізу қажет екенін көрсететінін атап өткен жөн.

Бұдан әрі зерттеулер параметрлері көп модельдерді бағалауға және мерзімдік сыйақының неғұрлым қолайлы факторларын іздестіруге бағытталады.

Қорытындылар

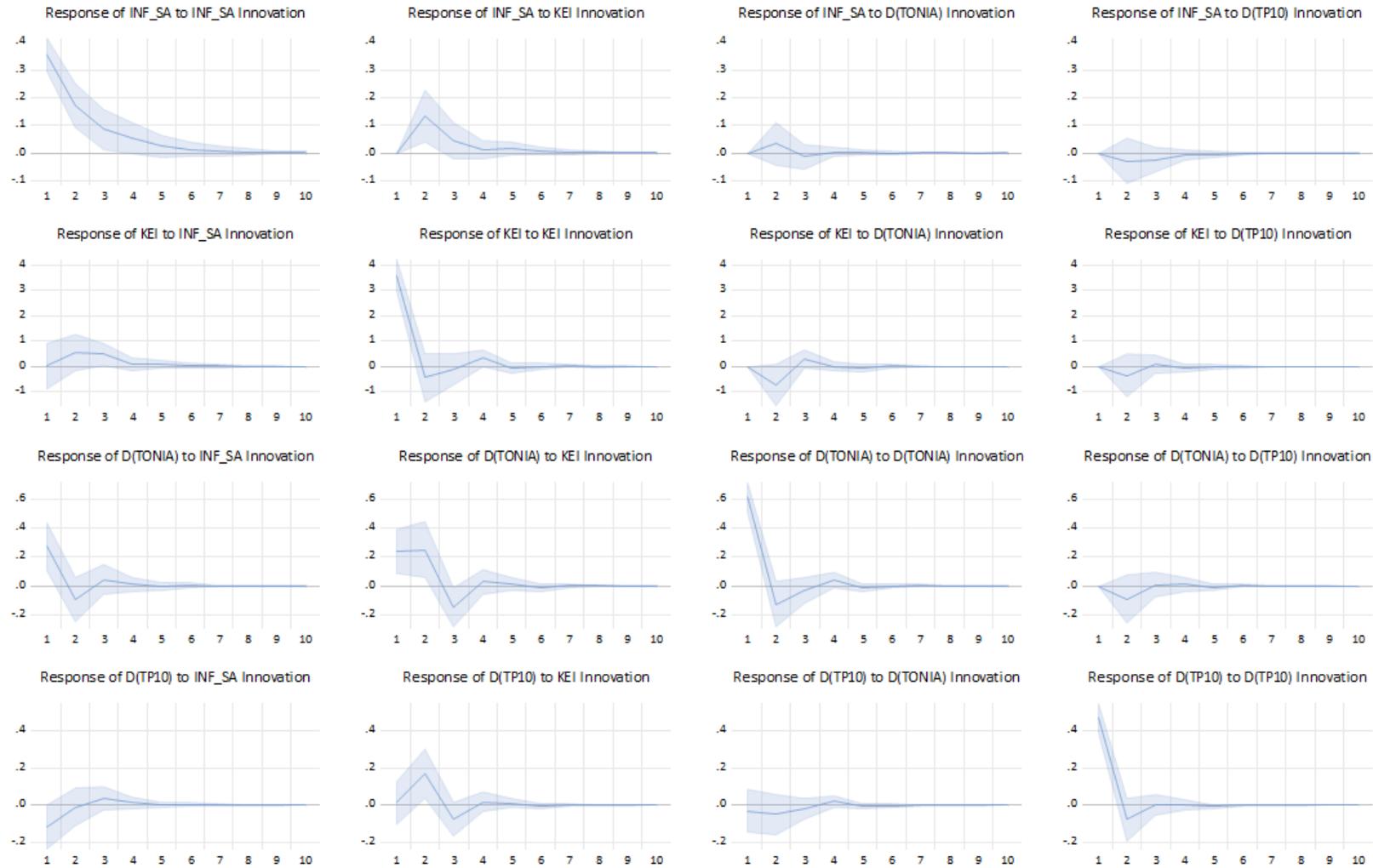
Бұл зерттеуде базалық АСМ-модель арқылы Қазақстанның мемлекеттік бағалы қағаздар нарығындағы мерзімдік сыйақыны бағалаудың статистикалық тәсілі ұсынылды және іске асырылды. Ұлттық Банктің макроэкономикалық пікіртеріміне сүйенетін әдістерге қарағанда бұл әдістеме сыйақыны және ұзақ мерзімді номиналды бейтарап мөлшерлемені ай сайын бағалауды тек нарықтық кірістілік негізінде алуға мүмкіндік береді, ол пікіртерім деректерін субъективті және мерзімді бұрмалаудың алдын алады. 9-9,2% мөлшеріндегі есептелген бейтарап мөлшерлеменің аралығы алдыңғы бағалауларды растап қана қоймай, нақтылайды (8-9%), ал 10 жылдық шығарылымдардың мерзімділік үшін сыйлықақысының динамикасы сұраныс-ұсыныстың техникалық күтпеген өзгерістеріне сияқты инфляциялық тәуекелдердің өсуіне де негізделген 2022 жылдан бастап оның айтарлықтай өскенін көрсетеді.

Өзекті әдіснама бойынша мерзімдік сыйақыны бағалау зерттеудің негізгі үлесі саналады. Сонымен қатар, **мерзімдік сыйақы динамикасын дәйекті түрде түсіндіретін, анықталған факторлардың болмауын жұмыстың басты шектеулері ретінде қарастыруға болады.**

Бұдан әрі әдістемені VAR-бағалаудан бөлек басқа модельдер аясында шетелдік инвесторлардың ықпалын және жаһандық тәуекел факторларын ескере отырып, бутстрэп-түзетумен толықтыру орынды. Алынған нәтиже ақша-кредит саясаты трансмиссиясының тетіктерін неғұрлым нақты түсіну және Қазақстанның борыштық нарығындағы тәуекелдерді басқару үшін маңызды.

Мерзімдік 10 жылдық сыйқыға арналған VAR (1) моделін бағалау нәтижесі

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations
95% CI using analytic asymptotic S.E.s



Әдебиет тізімі

1. Adrian, T., Crump, R.K., Moench, E., 2013. Pricing the term structure with linear regressions. *J. Financ. Econ.* 110 (1), 110e138.
2. Aguilar-Argaez, A., Diego-Fernández, M., Elizondo, R., Roldán-Peña, J., 2022. Term premium dynamics and its determinants: The Mexican case. *BIS Work. Pap.* No 993 (January 2022)
3. Aydın, H. İ., Özel, Ö., 2024. Term premium in Turkish lira interest rates: The role of foreign investors' share. *Borsa Istanbul Rev.* Available online 4 January 2024.
4. Bauer, M.D., 2018. Restrictions on risk prices in dynamic term structure models. *J. Bus. Econ. Stat.* 36 (2), 196–211.
5. Berardi, A., 2023. Term premia and short rate expectations in the euro area. *J. Empir. Finance* 74 (2023) 101424. Available online 16 September 2023.
6. Callaghan, M., 2019. Expectations and the term premium in New Zealand long-term interest rates. *RBNZ Anal. Note Ser.* AN2019/02 (2019 жылғы наурыз)
7. Carboni, G., Ellison, M., 2022. Preferred habitat and monetary policy through the looking-glass. *ECB Working Paper* No 2697 (2022 жылғы тамыз)
8. Cohen, B.H., Hördahl, P., Xia, D., 2018. Term premia: models and some stylised facts. *BIS Quarterly Review* (September), 79–92
9. Crump, R.K., Eusepi, S., Moench, E., 2016. The term structure of expectations and bond yields. *Federal Reserve Bank of New York Staff Report* No 775 (2016 жылғы мамыр)
10. Jennison, F., 2017. Estimation of the term premium within Australian Treasury Bonds. *AOFM Work. Pap.* 2017-01 (2017 жылғы наурыз)
11. Kumar, A., Mallick, S., Mohanty, M.S., Zampolli, F., 2017. Market volatility, monetary policy and the term premium. *BIS Work. Pap.* No 606 (January 2017; revised June 2022)
12. Lemke, W., Werner, T., 2017. Dissecting long-term Bund yields in the run-up to the ECB's Public Sector Purchase Programme. *ECB Working Paper* No 2106 (2017 жылғы қазан)
13. Li, C., Meldrum, A., Rodriguez, M., 2017. Robustness of long-maturity term premium estimates. *FEDS Notes*, Board of Governors of the Federal Reserve System, 3 April 2017.
14. Lynch, N., 2019. Explaining the Global Interest Rate Decline. Honors thesis, Department of Economics, Bates College, Lewiston, Maine (2019 жылғы сәуір)
15. Redfern, D., McLean, D., 2014. Principal Component Analysis for Yield Curve Modelling: Reproduction of out-of-sample yield curves. *Moody's Anal. Res. Research Report* (2014 жылғы тамыз)
16. Soobyah, L., Steenkamp, D., 2020. Term premium and rate expectation estimates from the South African yield curve. *SARB Work. Pap.* WP/20/03 (June 2020)
17. Ұлттық Банктің макроэкономикалық пікіртерімі

18. Мухаметов, О., 2025. Премия за срок и её детерминанты (на примере рынка ОФЗ). Ресей Банкінің Зерттеулер және болжамдау департаментінің талдамалық жазбасы (2025 ақпан)