



ҚАЗАҚСТАН ҰЛТТЫҚ БАНКІ

ҚАЗАҚСТАННЫҢ ҚЫСҚА МЕРЗМДІ ЭКОНОМИКАЛЫҚ ОЗЫҢҚЫ ИНДИКАТОРЛАРЫНЫҢ ҚАСИЕТТЕРІН БАҒАЛАУ

Ақша-кредит саясаты департаменті

№2023-11 экономикалық зерттеу

Жұмыс мақаласы

Л.Т. Өлімбаева

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 пікірталастарды ынталандыру үшін таратылады. Құжатта аталған пікірлер автордың жеке ұстанымын білдіреді және ҚРҰБ ресми ұстанымына сәйкес келмеуі мүмкін.

Қазақстанның қысқа мерзімді экономикалық индикаторларының озыңқы қасиеттерін бағалау

NBRK – WP – 2023 – 11

© Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі

Ұсынылған материалдарды автордың рұқсатымен ғана пайдалануға рұқсат етіледі

Мазмұны

Кіріспе	5
Әдебиетке шолу	6
Озыңқы индикаторларды талдау	9
Эмпирикалық модельдер	11
Қорытындылар	20
Әдебиет тізімі	22
Қосымшалар	25

Қазақстанның қысқа мерзімді экономикалық индикаторларының озыңқы қасиеттерін бағалау

Л.Т. Әлімбаева¹

Аннотация

Бұл зерттеуде экономикалық теорияларды, статистикалық тестілерді және қателерді түзетудің векторлық моделін қолдана отырып, жұптасқан қатарлардың он комбинациясы бойынша Қазақстан экономикасының озыңқы индикаторларының болжамды қасиеті бағаланды (Vector Error Correction Model, VECM).

Vecm модельдерінің сапасы диагностикалық сынақтар арқылы тексеріледі: сериялық корреляция, қалыпты үлестіру және қалдықтардың гетероскедастикасы.

Құрылыс пен өндірістегі, сондай-ақ тау-кен өнеркәсібі мен құрылыстағы іскерлік белсенділікті субиндекстері арасында бір бағытты оң себеп-салдарлық байланыстар анықталды. Өндіріс секторы құрылыс секторын қажетті материалдармен қамтамасыз етеді. Құрылыс компаниялары тау-кен өнеркәсібі үшін күрделі тауарлар мен қызметтерді шығаруды жүзеге асырады.

Есептелген импульстік жауап функциялары осы субиндекстердің экономикалық цикл фазаларының маңызды жерлерінің болашақ өзгерістеріне әсерінің оң нәтижесін көрсетті.

Дисперсиялардың ыдырауы өздерінің инновациялық күтпеген өзгерістері мен экономиканың басқа да әсер етуші секторларының күтпеген өзгерістерінің әсерін анықтады.

Өндірістегі, құрылыстағы және тау-кен өндірісіндегі іскерлік белсенділіктің субиндекстері арасындағы ұзақ мерзімді коинтеграциялық қатынастардың бар екендігі анықталды.

Негізгі сөздер: композиттік озыңқы индикатор, іскерлік белсенділік субиндекстері, өндіріс, қызметтер, құрылыс, тау-кен өнеркәсібі, коинтеграция, VECM.

JEL-сыныптау: C01, C32, C51, C52, E32.

¹ Лаура Тургаевна Әлімбаева – Қазақстан Республикасы ұлттық Банкінің Ақша-кредит саясаты департаментінің Нақты сектордың мониторингі басқармасының бас маман-талдаушысы.
E-mail: Laura.Alimbayeva@nationalbank.kz

1. Кіріспе

Озыңқы қысқа мерзімді экономикалық индикаторларға іскерлік белсенділік субиндекстері (ІБС) және композиттік озыңқы индикатор (composite leading indicator – CLI, КОИ) жатады. Олардың негізгі қасиеті – өзгерістер басталғанға дейін іскерлік циклдағы болашақ және перспективалық өзгерістер туралы алдын ала болжамдау, болжау, алдын-ала сигнал беру.

ҚРҰБ халықаралық бейінді ұйымдардың әдістемесі бойынша экономиканың нақты секторы кәсіпорындарының сауалнамалары негізінде ІБС және КОИ есебін жүргізеді.

ІБС есептеу өндіріс, қызмет көрсету, құрылыс және тау-кен өнеркәсібі салалары бойынша ай сайынғы негізде жеке жүзеге асырылады, сондай-ақ ЖІӨ-де салалардың үлес салмағы бойынша өлшеу арқылы барлық іріктеу үшін жинақталады. Көрсеткіштің мәні 50 тармақтан астам болғанда өткен аймен салыстырғанда сектор қызметі жанданғанын, ал керісінше, 50 тармақтан аз мәні экономикалық белсенділіктің баяулағанын білдіреді. ІБС респонденттерінің² саны: өндірісте – 150, қызметтерде – 223, құрылыста – 77 және тау-кен өнеркәсібінде – 66 болды.

КОИ есептеу экономиканың барлық нақты секторы үшін тоқсан сайын жүргізіледі: тау-кен өнеркәсібі, өңдеу өнеркәсібі, құрылыс, сауда, көлік және қоймада сақтау, ауыл шаруашылығы мен басқа да кәсіпорындар. КОИ іскерлік циклдың маңызды жерлерін анықтау үшін қолданылады және экономикалық белсенділік динамикасының жай-күйі мен бағыты туралы сапалы ақпарат береді. КОИ кәсіпорындардағы қалыптасқан және күтілетін жағдайға қатысты жалпыланған бағалауды көрсетеді және нақты ЖІӨ динамикасынан 1-2 тоқсанға озыңқы қасиеті бар. КОИ құру ЭЫДҰ³ әдіснамасына негізделген. КОИ респонденттерінің⁴ саны нақты сектордағы 3362 кәсіпорынды құрайды (тау-кен өнеркәсібі – 209, өңдеу өнеркәсібі – 743, құрылыс – 325, сауда – 954, көлік және қоймада сақтау – 265, ауыл шаруашылығы – 197 және басқалары – 669). Көрсеткіштің 100 тармақтан астам мәні өткен тоқсанмен салыстырғанда сектор қызметі жанданғанын, ал керісінше, 100 тармақтан кем мәні экономикалық белсенділіктің баяулағанын көрсетеді.

Экономикалық теориялар мен қателерді түзетудің векторлық моделін (VECM) қолдана отырып, озыңқы индикаторлардың болжамды қасиетін бағалау мүмкіндігі жүргізілгендігі бұл зерттеудің жаңалығы болды.

Бұл зерттеудің мақсаты – Қазақстан экономикасы үшін озыңқы индикаторлар арасындағы тәуелділікті сандық бағалау және VECM эмпирикалық модельдерін құру.

² 2023 жылғы тамыз үшін

³ OECD System of Composite Leading Indicators, Methodology Guideline, OECD 2012

⁴ 2023 жылғы 2-тоқсан үшін

Зерттеу нысандары – экономиканың төрт секторының (өндіріс, қызмет көрсету, құрылыс, тау-кен өнеркәсібі) ІБС және КОИ. Зерттеу кезеңі: 2016 жылғы қыркүйек - 2023 жылғы сәуір аралығы.

ҚРҰБ ресми деректері, Web of Science платформасынан алынған ғылыми әдебиеттер мен басқа да дереккөздер ақпараттық база болды.

2. Әдебиетке шолу

Әдебиеттерге шолу біздің зерттеудің негізгі құрауыштары бойынша жүзеге асырылды: озыңқы индикаторлар, коинтеграция, VECM моделі.

А. Озыңқы индикаторлар АҚШ-та алғаш рет XX ғасырдың 20-30 жылдары пайда болды. Дағдарыс жиілеуіне байланысты экономикалық цикл ішінде жай-күй мен динамиканы көрсету, бағалау үшін макродеңгейде іскерлік белсенділікті көрсету қажеттілігі туындады.

Экономикалық индикаторлардың мәнін, эволюциясын, олардың рөлін, маңызын, түрлерін, әртүрлі елдерде қолдану тәжірибесін өз еңбектерінде Корр (2022); Reiff (2023); Лосева О.В. және басқалар (2015); Tkasova et al. (2017); Богданова А.Л. (2018); Егиян К.А., Погорельская Т.А. (2014); Крук Д., Коршун А. (2010) және басқа ғалымдар сипаттады.

Циклдік белсенділік фазаларының негізгі жағдайларын сипаттау кезінде озыңқы индикаторлардың негізгі өлшемшарттары, ғалымдар ұсынған олардың интерпретациялары қолданылды: Корр (2022); Reiff (2023); Лосева О.В. және басқалары (2015). Мәселен, индикаторлардың мәндері 0-50, 50 тармақ аралығында құбылуда – бұл норма, «алтын орта», өзгерістер болмауын, өзгеру орнын сипаттайды; 50 тармақтан астам сектор қызметі алдыңғы аймен салыстырғанда жанданғанын білдіреді; 50 тармақтан аз мән – экономикалық белсенділік баяулағанын көрсетеді, рецессияны болжайды (Корр, 2022; Reiff, 2023); 44 тармақтағы деңгейі – төмендеуді, 44 тармақтан төмен экономикалық белсенділіктің абсолютті төмендеуін болжайды (Лосева О.В. және басқалары, 2015).

Озыңқы индикаторларды зерттеудің ғылыми негізі мынадай өзара байланысты теориялардан тұрады: экономикалық даму, экономикалық өсу, экономикалық циклдар (экономикалық конъюнктура), нақты бизнес-цикл. Экономикалық теория Schumpeter (1939), Й.А. Шумпетер (2008); Kydland and Prescott (1982); Altonji (1982); Long and Plosser (1983); В.А. Тупчиенко, М.К. Кривцова (2014); Я.П. Силин және басқалар (2019) сияқты ғалымдардың жұмыстарында көрсетілген.

Schumpeter (1939) өзінің зерттеуінде «нақты әлем әрқашан динамикалық сипатта» деп жазды.

Экономикалық дамуды «еңбек қызметтері мен жерді айтарлықтай жаңа пайдалану» деп сипаттай отырып, Й.А. Шумпетер (2008) мынадай тезисті тұжырымдай алды: «жаңа комбинацияларды жүзеге асыру осы қызметтерді

бұрынғы қолдану салаларынан алу арқылы болады»; «... экономикалық дамуы бар игіліктердің жаңа комбинацияларын жүзеге асыру түрінде болады».

Нақты бизнес-цикл теориясының негізін қалаушылар (Kydland and Prescott, 1982; Altonji, 1982; Long and Plosser, 1983) өз модельдерінде нақты айнымалылардың экономикалық ауытқуларын өндіріс технологиясының, инвестициялық салық жеңілдіктерінің, техникалық прогрестің өзгеруі, мұнаймен және азық-түлікпен қамтамасыз етудегі іркілістер сияқты нақты факторлардың әсерінен, сондай-ақ басқа да осындай күтпеген өзгерістерден туындайтын экзогендік стохастикалық компоненттердің (күтпеген өзгерістердің) өзгеруімен түсіндіреді.

Я.П. Силин және басқалар (2019) бір-бірін толықтыратын: экономикалық өсу, экономикалық даму, экономикалық цикл, экономикалық конъюнктура санаттарының экономикада болып жатқан өзгерістерді білуге мүмкіндік беретініне назар аударады. Экономикалық даму, экономикалық өсу «цикл» деп аталатын «нарықтық экономиканың тұрақты динамикалық сипаттамасына» байланысты болады.

Макроэкономикалық көрсеткіштердің өзгеру деңгейлері, қарқыны, экономикадағы өндірістің, бөлудің, айырбастау мен тұтынудың қалыптасқан пропорциялары экономикалық конъюнктураны қалыптастырады. В.А. Тупчиенконың, М.К. Кривцованың (2014) пікірінше «экономикалық циклдар теориясы экономикалық конъюнктура теориясы деп те аталады. Ауытқуларға қарамастан, экономиканың жалпы даму үрдісі өсумен сипатталады».

Ғалымдар О.В. Лосева және басқалар (2015) Ресей практикасының мысалында озыңқы индекстерді және олардың ұлттық қор нарығының даму индикаторларымен байланысын сандық жағынан бағалады.

Авторлар Ткасова және басқалар (2017) 18 индикаторды қолдана отырып, неміс экономикасын мониторингтеу мен болжау үшін жаңа құрама, жинақталған озыңқы индикаторды ұсынып, сынап көрді, сондай-ақ ЖІӨ мен өнеркәсіптік өндіріс индексі арасындағы өзара байланысты есептеді.

Д. Крук, А. Коршун (2010) Беларусь үшін алғаш рет 14 айнымалыдан тұратын жиынтық озыңқы индикатор қолданды. ЖІӨ-нің циклдық құрамдас бөлігінің индикаторы Беларусь экономикасы үшін 3 ай бұрын жоғары болжамдық ерекшеліктерді көрсетті.

Schumpeter (1939) іскерлік циклдар мен экономикалық өсуді өзара байланысты ретінде қарастырды, өйткені жаңа технологияны ендіру өнімділіктің ұзақ мерзімді өсуіне және өндіріс көлемінің қысқа мерзімді ауытқуына әсер етеді.

Long and Plosser (1983) экономикалық агенттердің әрекеті бизнес циклына байланысты және көптеген сипаттамалар әдетте бизнес циклдарымен байланысты деп жазды.

Ғылыми зерттеулерде авторлар «экономикалық циклға» мыналар сияқты анықтамалар береді: «өндіріс, тауарлар мен қызметтер көлемінің өсуі мен құлдырауын көрсететін экономиканың дамуындағы уақыт аралығы

(кезеңі)» (Я.П. Силин және т.б., 2019); «қоғамның экономикалық белсенділігінің мерзімді ауытқуы, бір дағдарыстың басталуынан басқасының басталуына дейінгі уақыт аралығы» (В.А. Тупчиенко, М. К. Кривцова, 2014); «экономикалық конъюнктураның екі бірдей жай-күйі арасындағы уақыт аралығы» (В.А. Тупчиенко, М. К. Кривцова, 2014). Экономикалық циклға бір типті байланыстардың, көріну нысандарының белгілі бір кезеңділігі мен қайталануы сияқты белгілер тән.

Й.А. Шумпетер (2008): «экономиканың негізгі қозғалысы үзіліспен және тұрақсыз», ... «толқын тәрізді» деген пікір айтты. Я.П. Силин және басқалар (2019) «түрлі амплитудасы мен тереңдігі әр түрлі, ұзақтығы әр түрлі мейлінше қысқа циклдар қамтылатын ұзақ және шамадан тыс ұзақ циклдарды» толқындар деп атады. Олар «толқындар техникалық (статистикалық) ұғым» екенін мойындайды.

В. Коинтеграция уақыт қатарлары қысқа мерзімді кезеңде ауытқуы мүмкін, бірақ ұзақ мерзімді перспективада қайтарылуы керек қандай да бір ұзақ мерзімді арақатынаспен байланысты болуы мүмкін кезде байқалады.

Коинтеграция ұғымы тек түбірі бір қатарларға қолданылады. Коинтеграция идеясы екі немесе одан да көп айнымалы олардың кейбір сызықтық комбинациясы стационарлық процесс болатындай болып синхронды түрде өзгеруі мүмкін екендігінде (Н.В. Артамонов және басқалар, 2021).

С. Engle and Granger (1987) пікірінше **кателерді векторлық түзету моделі** (Vector Error Correction Model – VECM) – эмпирикалық практикада мейлінше кеңінен қолданылатын уақыт қатары модельдерінің бірі. Бұл модель қысқа және ұзақ мерзімді өзгерістерден тұратын ұзақ мерзімді динамиканы жақсы түсінуге мүмкіндік береді. Модельде қысқа мерзімді өзгерістер айнымалылар арасындағы ұзақ мерзімді тәуелділіктің ауытқуына байланысты түзетіледі, сол арқылы ұзақ мерзімді тепе-теңдік сақталады.

VECM үшін бағалаудың басым әдісі – Johansen енгізген төмен рангтағы регрессия әдісі (1988, 1991, 1995).

VECM теңдеуі мынадай түрге ие (Naveed and Mahmood, 2017):

$$\Delta Z_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1),$$

мұнда μ – СЕ, сол сияқты VAR екеуінде де қиылысу нүктесін (трендтің болмауы) білдіретін анықталған компонент;

Π – ұзақ мерзімді коинтеграциялық матрицаны білдіреді және ұзақ мерзімді қатынастар туралы ақпаратты қамтиды;

Π матрицасын $\Pi = \alpha\beta'$ деп бөлуге болады, мұндағы β' – коэффициенттердің ұзақ мерзімді матрицасы, ал α – тепе-теңдік күйіне бейімделу жылдамдығы;

Г параметрі – VAR коэффициенттерін немесе модель айнымалылары арасындағы қысқа мерзімді қатынастарды түсіндіретін қысқа мерзімді коэффициенттерді көрсетеді;

k – VAR моделі лагының оңтайлы ұзақтығы.

VECM моделін құрудың негізгі кезеңдері (Maulia et al., 2018):

1. Қатарларды стационарлыққа тексеру.
2. Қатарларды коинтеграцияға тексеру.
3. Егер қатарлар өзара коинтеграцияланған болса, онда VECM қолдануға болады (әйтпесе – VAR).
4. Қатарларды Грэнджер бойынша себеп-салдар тәуелділігіне тексеру.
5. Оңтайлы лаг таңдау.
6. VECM моделін құру.
7. VECM моделін сериялық корреляция, гетероскедастика және қалдықтарды қалыпты бөлу тестілері бойынша сапаға тексеру.
8. VECM моделі негізінде болжамды бағалау.

Грэнджер себептілік тесті – бұл бір уақыт қатарының екіншісін болжау үшін пайдалы екендігі туралы гипотезаны анықтаудың статистикалық әдісі. Грэнджер себептілік тесті тек айнымалылар жұбына қолданылуы мүмкін және шынайы байланыс үш немесе одан да көп айныманы қамтыған кезде қате нәтижелер беруі мүмкін. Грэнджер себептілік тұжырымдамасы себеп-салдар байланысын білдірмейді, керісінше тек «болжамдылыққа» немесе «болжау» қабілетіне негізделген деп мәлімдеді (Granger, 1969).

VECM бағалау контексінде экономикалық саясатты бағалау үшін жұптасқан Грэнджер себептілік тестілері мен импульстік жауап функциясын талдауды қолдануға болады (Setyowati, 2019).

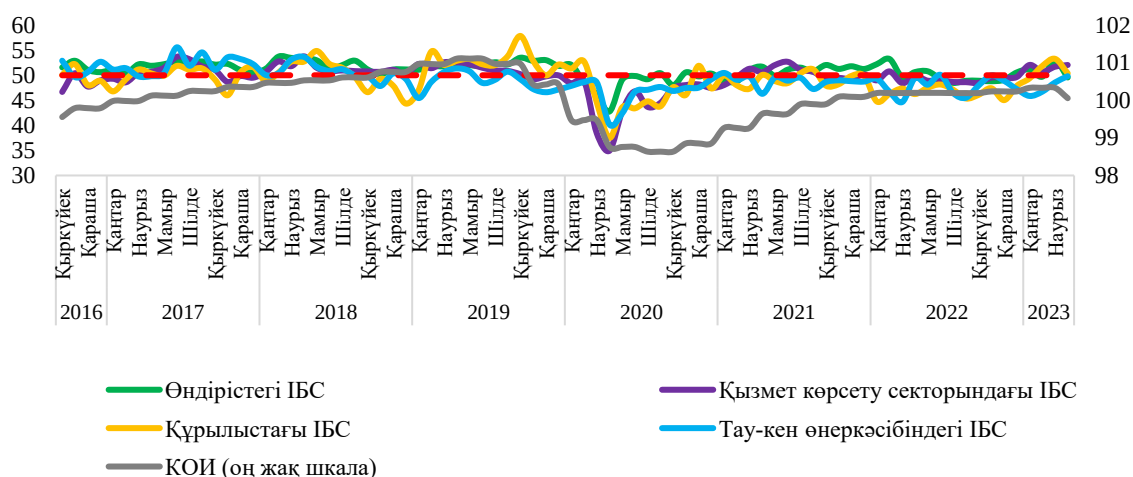
Импульстік жауап функциясы (Impulse response function, IRF) – бұл уақыт бойынша әрбір айнымалының әсерін сандық түрде анықтайтын болжаудың графикалық иллюстрациясы. Басқа айнымалының өзгеруіне байланысты бір айнымалының әрекетін зерттеу IRF негізгі функциясы болып табылады (Shabbir et al., 2019).

Дисперсия декомпозициясы әдісі басқа аспектілермен түсіндірілетін ауыспалының болжам қатесінің дисперсия пайызын өлшейді. Дәлірек айтқанда, ол бір ауыспалының екіншісіне салыстырмалы әсерін көрсетеді. Сонымен қатар, ол басқа ауыспалылардағы сілкіністерге немесе инновацияларға қызығушылық танытатын ауыспалының қалай әрекет ететіні туралы ақпарат береді (Majid and Kassim, 2015).

3. Озыңқы индикаторларды талдау

Деректерді визуализациялау қарастырылып отырған кезеңдегі циклдік ауытқуларды айқын көрсетеді (1-график).

1-график. Өндіріс, қызмет көрсету, құрылыс және тау-кен өндіру өнеркәсібі секторларындағы ІБС серпіні, сондай-ақ КОИ



Дереккөзі: ҚРҰБ

Ескертпе: 2023 жылғы сәуірдегі КОИ деректері кәсіпорындардың күтулері негізінде келтірілген

Құбылу амплитудасына байланысты жаңа қайталанып отыратын жүйелі түрде бір-бірімен кезектесетін экономикалық циклдердің фазалық жылжуы ауысады. Экономикалық жоғарлау циклдері (50 немесе 100-ден жоғары мәндері) уақыт өткен сайын рецессивті болып ауыстырылады, олар белгілі бір уақыт кезеңінен кейін депрессиялық (50 немесе 100-ден кем мәндері) болып ауыстырылады.

Осылайша, өндіріс секторында іскерлік белсенділіктің жандануы 2016 жылғы қыркүйектен 2020 жылғы қаңтарға дейін байқалады. 2020 жылғы ақпаннан бастап ІБС-тің төмендеуі (48,5) 2021 жылғы мамырға қарай (49,9) сәл жандана бастады. Одан кейін 2021 жылғы маусымнан 2022 жылғы ақпанға дейін іскерлік белсенділіктің жаңа өрлеуі, 2022 жылғы наурыздан 2023 жылғы сәуірге дейін төмендеуі орын алды.

Іскерлік белсенділіктің жандануын айқындайтын 50-ден астам ІБС мәні бар оң ауыспалылар саны басым болатын өндіріс секторы: 75,0% (80-нен 60-ы) өзіне назар аударады.

Қызмет көрсету секторында шамамен жоғарлау және төмендеу экономикалық кезеңдерін ауыстыратын жылжитын кейбір айлары бар үрдістері өндіріс секторындағы сияқты. Қызмет көрсету секторындағы ІБС-ның ең төменгі мәні (2020 жылғы сәуірде 34,9) оның барлық компоненттерінің: жеткізу мерзімінің, жұмыспен қамту деңгейінің, жаңа тапсырыстардың нашарлауына байланысты құлдырау күнін көрсетеді. Ең төменгі деңгейге дейін түскен ІБС іскерлік белсенділіктің қалпына келуін болжай отырып, жоғарыға қарай кері бұрылады.

Құрылыс секторында өсудің шарықтау деңгейі жаңа тапсырыстарды ұлғайтуға және жұмыспен қамту деңгейін арттыруға байланысты ІБС-ның (57,9) 2019 жылғы қыркүйектегі ең жоғары мәнін сипаттайды. Өсімнің ең жоғарғы деңгейіне қол жеткізген соң, ІБС іскерлік циклдің жекелеген айларда

кейбір ауытқулармен төмендеу жағына қарай кері бұрылу нышанын білдіре отырып, төменге қарай бұрылысқа бет алады.

Циклдік өзгерістерге орташа бейімділік құрылыс және тау-кен өнеркәсібі секторлары үшін белгіленген. Іскерлік белсенділіктің төмен, теріс мәндері 50-ден аз ІБС басым саны: тау-кен өнеркәсібі секторында 66,3% (80-нен 53), құрылыс секторында 57,5% (80-нен 46) болды. Бұл ретте тау-кен өнеркәсібі секторында экономикалық құлдырау кезеңі басқа секторларға қарағанда 2019 жылғы маусымнан бастап 2023 жылғы сәуір аралығында ерте басталды.

ІБС деректерін КОИ-мен алып салыстырайық. Бұл ретте, КОИ үшін нақты ЖІӨ динамикасынан 1-2-тоқсанға озуы тән. КОИ және ІБС бағалаулары барлық зерттелетін кезеңде нақты сектордағы экономикалық белсенділіктің мынадай өзгерістерін көрсетеді (1-график):

- қызмет көрсету секторларында, сондай-ақ құрылыста және тау-кен өндіру өнеркәсібінде жекелеген айларда ІБС нашарлаған кезде 2016 жылғы қыркүйектен 2017 жылғы наурызға дейін экономикалық белсенділіктің нашарлауы; барлық төрт секторда: өндіріс, қызмет көрсету, құрылыс және тау-кен өндіру өнеркәсібінде ІБС нашарлаған кезде 2020 жылғы қаңтардан бастап 2021 жылғы қыркүйекке дейін экономикалық белсенділіктің нашарлауы;

- өндірісте, сондай-ақ жекелеген айларда қызмет көрсету, құрылыс және тау-кен өндіру өнеркәсібі секторларында ІБС артқан кезде 2017 жылғы сәуірден 2019 жылғы желтоқсанға дейін экономикалық белсенділіктің өсуі (100,1-ден 101,4-ке дейін);

- өндіріс, қызмет көрсету және құрылыс секторларында жекелеген айларда ІБС жақсарған кезде 2020 жылғы қаңтардан бастап 2021 жылғы қыркүйекке дейін экономикалық белсенділік ахуалын жандандыру (99,5-тен 99,9-ға дейін).

- өндірістегі, сондай-ақ қызмет көрсету мен құрылыс секторындағы ІБС ұлғайған кезде 2021 жылғы қазаннан бастап 2023 жылғы сәуірге дейін жекелеген айларда экономикалық белсенділіктің оң серпінін 100,1 деңгейінде сақтау.

4. Эмпирикалық модельдер

Осы зерттеудің 3-бөліміндегі уақытша қатарларды талдау төрт сектордың композиттік озық индикаторы мен іскерлік белсенділік субиндекстері жалпы бір бағытта өзара іс-қимыл жасайтынын көрсетті: бір көрсеткіштің неғұрлым жоғары мәндеріне басқа көрсеткіштердің неғұрлым жоғары мәндері, ал бір көрсеткіштің төмен мәндеріне - басқаларының төмен мәндері сәйкес келеді. Сондықтан мынадай комбинациялардағы қатарлар арасында себеп-салдарлық байланыстар болуы мүмкін деп болжаймыз:

1. КОИ және қызмет көрсету секторындағы ІБС;
2. КОИ және құрылыстағы ІБС;

3. КОИ және тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС;
4. өндірістегі ІБС және тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС;
5. қызмет көрсету секторындағы ІБС және құрылыстағы ІБС;
6. қызмет көрсету секторындағы ІБС және тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС;
7. КОИ және өндірістегі ІБС;
8. өндірістегі ІБС және қызмет көрсету секторындағы ІБС;
9. құрылыстағы ІБС және өндірістегі ІБС;
10. тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС және құрылыстағы ІБС.

Эмпирикалық модельдерге қосу үшін озық индикаторлар қатарының комбинациясын таңдау Грэнджер (Granger Causality) бойынша себеп-салдарлық тәуелділік тестері бойынша жүзеге асырылды. Бұл ретте бастапқы деректер маусымдықтардан және шығарындылардан тазартылды.

Жұптық қатарлардың он комбинациясы бойынша маңыздылығы 5% деңгейінде Грэнджер бойынша себеп-салдарлық байланыстың болуы мәніне мынадай екі түрлі нәтиже алынды:

- алғашқы алты комбинация арасында себеп-салдарлық байланыс анықталмады (1-6);
- қатарлар арасында мынадай түрдегі себеп-салдарлық байланыстар табылды:

7. КОИ өндірістегі ІБС-ке байланысты;
8. өндірістегі ІБС қызмет көрсету секторындағы ІБС-ке байланысты;
9. құрылыстағы ІБС өндірістегі ІБС-ке байланысты;
10. тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС құрылыстағы ІБС-ке байланысты.

Эконометриялық модельдерді құру үшін зерттелетін кезеңде коинтеграцияланған жұптық қатарлардың соңғы төрт комбинациясы (7-10) енгізілген (1-қосымша).

Осыған байланысты қатерлерді түзетудің векторлық моделіне (VECM) негізделген қатарлар арасындағы қысқа мерзімді және ұзақ мерзімді қатынастардың серпінін талдау жалғастырылды. VECM моделін құру кезінде барлық ауыспалылар алғашқы айырмашылық деңгейінде стационарлық болуы қажет. Дики-Фуллердің кеңейтілген тестінің нәтижелері қарастырылып отырған қатарлар алғашқы айырмашылық деңгейінде стационарлық болып табылатынын растады (2-қосымша) және олар үшін VECM үлгілерін құруға болады.

Соңғы төрт түрдің (7-10) ішінде алғашқы екі комбинация (7,8) ауыспалылар арасындағы өзара байланыстың біркелкі емес сипатын көрсетті және олар қажетті модельдеу талаптарына жауап бермейді, атап айтқанда:

1) КОИ және өндірістегі ІБС қатарлары үшін Йохансен моделінің қалыпқа келтірілген коинтеграциялық теңдеуінде өндірістегі ІБС-ның КОИ-ге теріс әсерін білдіретін теріс белгі алынды. Теріс әсері өндірістегі іскерлік белсенділіктің өсуі экономикалық циклдерді үндестіруге әкелмейтіндігімен, композиттік озыңқы индикатордың өсуіне ықпал етпейтіндігімен, нәтижесінде экономикалық өсу қамтамасыз етілмейтіндігімен түсіндіріледі. Сонымен қатар, VECM моделі қалдықтардың сериялық корреляциясы мен

гетероскедастикасының болу сапасына сәйкес келмейді. Қалдықтардың сериялық корреляциясының болуы бұл модельді деректерді құру процесін көрсету үшін қолдануға болмайтындығы туралы сигнал береді. Қалдықтардың гетероскедастикасы эконометрикалық модельдің кездейсоқ қателігінің әр түрлі (тұрақсыз) дисперсиясында көрінетін бақылаудың әртекті екенін көрсетеді.

2) Йохансен моделінің нормаланған коинтеграциялық тендеуінде өндірістегі ІБС мен қызмет көрсету секторындағы ІБС қатарлары үшін кері әсерді көрсететін теріс белгі алынды, ол кері нәтижені растайды. Өндіріс секторындағы іскерлік белсенділік қызмет көрсету секторындағы белсенділікке байланысты емес. Егер осы секторлардың іскерлік белсенділік үрдістері сақталса, онда уақыт өте келе іскерлік белсенділік циклдарының синхрондалуының төмендеуін күтуге болады. Іскерлік белсенділік циклдары неғұрлым аз синхрондалса, соғұрлым жалпы күтпеген өзгерістерге (инновацияларға) қатысты бірдей әрекет етуге болады. Қалдықтардың қалыпты бөлінбеуі бөлігінде VECM моделі де сапаға сәйкес келмейді.

Қалдықтардың сериялық корреляциясы мен гетероскедастикасының болмауы, сондай-ақ қалдықтардың қалыпты бөлінбеуі (7 және 8 қатар комбинация бойынша) туралы талаптардың бұзылуы осы тест нәтижелерінің сенімсіз екенін және болжау үшін сапалы, қанағаттанарлық модельдер құрудың мүмкін емес екенін көрсетеді.

Қалған екі комбинация бойынша (9 және 10) мынадай VECM модельдері құрылды:

- құрылыстағы ІБС өндірістегі ІБС-ге тәуелді;
- тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС құрылыстағы ІБС-ге тәуелді.

VECM модельдерінің параметрлерін таңдау статистикалық тесттердің ең жақсы нұсқаларына, сондай-ақ лагтардың оңтайлы нұсқаларына негізделген.

4.1 Құрылыстағы ІБС-нің өндірістегі ІБС-ге тәуелділік моделі

Модельді құрудағы алғашқы қадам – тиісті лагтарды анықтау. Ол үшін біз EViews-те көп нұсқалы ақпараттық өлшемшартты қолданамыз.

1-кестеде Акаике (Akaike, AIC), Шварц (Schwarz, SC) және Ханнан - Куинн (Hannan-Quinn, HQ) лагтарын анықтау бойынша ақпараттық өлшемшарттардың деректері келтірілген:

Лагтың оңтайлы саны өлшемшарттың ең аз мәні арқылы анықталады: өлшемшарт бойынша мәні неғұрлым аз болса, соғұрлым қателері аз, ал сапасы жоғары болады. Сондықтан, біз Акаике мен Ханнан - Куинн ұсынатын 2 лагты таңдаймыз (1-кесте).

1-кесте. Өлшемшарттар бойынша ұсынылатын лагтар

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: CONSTRUCTION_SA_TRM						
PRODUCTION_SA_TRM						
Exogenous variables: C						
Sample: 2016M09 2023M04						
Included observations: 45						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-164.7604	NA	5.673666	7.411575	7.491871	7.441509
1	-149.4915	28.50211	3.439662	6.910731	7.151620*	7.000532
2	-143.0863	11.38703*	3.095415*	6.803833*	7.205314	6.953501*
3	-142.6630	0.714840	3.640563	6.962800	7.524872	7.172335
4	-137.0408	8.995433	3.407164	6.890704	7.613369	7.160106
5	-134.6918	3.549647	3.700733	6.964081	7.847338	7.293350
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Дереккөзі: автордың есептеуі

Құрылыстағы ІБС мен өндірістегі ІБС қатарлары арасындағы себеп-салдарлық байланысты тексеру үшін Грэнджер (Engle and Granger, 1987) тестін пайдаланамыз.

Грэнджер тестінің нәтижесі 5% маңыздылық деңгейінде өндірістегі ІБС қатарының құрылыстағы Грэнджер бойынша ІБС қатарына себеп болатынын көрсетті, яғни өндірістегі ІБС құрылыстағы ІБС-нің өзгеретінін алдын ала болжайды (2-кесте).

2-кесте. Грэнджер бойынша себепті тестілеу

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2016M09 2023M04			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PRODUCTION_SA_TRM does not Granger Cause CONSTRUCTION_SA_TRM	60	4.70349	0.0130
CONSTRUCTION_SA_TRM does not Granger Cause PRODUCTION_SA_TRM		0.18265	0.8336

Дереккөзі: автордың есептеуі

Trace тестілеу статистикасы 5% маңыздылық деңгейінде 2 коинтеграциялық теңдеуді көрсетеді. Сәйкесінше, зерттелетін кезеңде құрылыстағы ІБС мен өндірістегі ІБС қатарлары коинтеграцияланған болып табылады (1-қосымша, С кестесі).

Нормаланған теңдеудің мынадай (2) түрі бар:

$$\text{Normalized Cointegrating Equation} = \text{CONSTRUCTION_SA_TRM} - 0,996 * \text{PRODUCTION_SA_TRM} \quad (2),$$

мұнда, $CONSTRUCTION_SA_TRM$ және $PRODUCTION_SA_TRM$ – тиісінше құрылыстағы ІБС мен өндірістегі ІБС.

Коэффициент белгілері ұзақ мерзімді кезеңді сипаттайтын Йохансен моделінің нормаланған коинтеграциялық теңдеуінде қарама-қарсы белгілерге өзгертілуі тиіс.

$CONSTRUCTION_SA_TRM$ – нысаналы айнымалы (тәуелді) шама болып табылады. $PRODUCTION_SA_TRM$ – ұзақ мерзімді перспективада $CONSTRUCTION_SA_TRM$ оң және елеулі әсерін тигізеді, себебі - 3,4 коэффициенті 5% маңыздылық деңгейінде статистикалық тұрғыдан маңызды. Сондықтан ұзақ мерзімді перспективада өндірістегі ІБС-нің құрылыстағы ІБС-ге орта есеппен алғанда, басқа да бірдей жағдайларда оң әсері бар. Осылайша, коинтеграцияның болмауы туралы нөлдік гипотеза балама пайдасына қабылданбайды, сондықтан қарастырылып отырған қатарлар коинтеграцияланған болады (1-қосымша, С кестесі).

G кестесінің бірінші бөлігі (3-қосымша) ұзақ мерзімді перспективада векторлық қателерді түзету моделі болып табылады, ал екінші бөлігі қысқа мерзімді кезеңде түзетілген коэффициенттерді сипаттайды және басқа да тең жағдайларда нәтижелерін көрсетеді.

Ұзақ мерзімді перспективада құрылыстағы ІБС мен өндірісте ІБС коинтеграциясы теңдеуінің мынадай (3) түрі бар:

$$ECT(-1) = CONSTRUCTION_SA_TRM(-1) - 1,106 * PRODUCTION_SA_TRM(-1) + 7,108 \quad (3),$$

мұнда, ECT (Error correction term) – түзету жылдамдығын сипаттайды. ECT тәуелді айнымалының кез келген қозғалысын сипаттайды. Бұл коинтеграция қатынастарында теңгерімсіздік функциясы және басқа тәуелсіз айнымалыларға өте жақын (Engle and Granger, 1987).

Құрылыстағы ІБС тәуелді (нысаналы) айнымалы ретінде мынадай теңдеу (4) арқылы анықталады:

$$D(CONSTRUCTION_SA_TRM) = -0,918 * ECT(-1) + 0,010 * D(CONSTRUCTION_SA_TRM(-1)) - 0,131 * D(PRODUCTION_SA_TRM(-1)) + 0,138 \quad (4)$$

Теңдеуде (4) түзету (түзетілген) коэффициенттері мынаны білдіреді. Алдыңғы кезеңдердің ұзақ мерзімді тепе-теңдіктен ауытқуы 91,8% түзету жылдамдығымен түзетіледі. Өндірістегі ІБС-нің өзгеруі қысқа мерзімді перспективада құрылыстағы ІБС-нің басқа да тең жағдайларда шамамен 0,13-ке баяулауына алып келеді.

Қателерді түзету коэффициенті кез-келген ауытқудан кейін модель өз тепе-теңдігін қалпына келтіретін түзету жылдамдығын білдіреді. Құрылыстағы ІБС кезінде ECT коэффициенті (-5,1) теріс және статистикалық тұрғыдан маңызды, бұл қысқа мерзімді динамикадан ұзақ мерзімді тепе-теңдікке өтетінін көрсетеді. Өндірістегі ІБС жағдайында түзету коэффициенті оң және кіші (0,2), бұл құрылыстағы ІБС-ға шамалы әсер етуді сипаттайды (3-қосымша, G кестесі).

VECM моделінің сапасы сериялық корреляцияның жоқтығына және қалдықтардың гетероскедастикасына, сондай-ақ қалдықтардың қалыпты таралуының болуына диагностикалық тестер арқылы тексеріледі (3-қосымша, H, I, J кестелері).

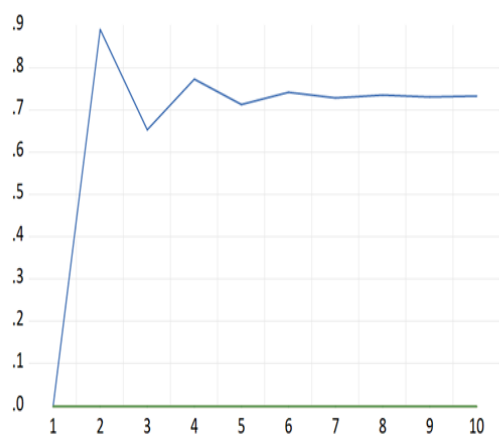
VECM моделінің параметрлерін талдау үшін импульстік жауаптар функциясын қолданамыз.

2-графикте құрылыстағы ІБС импульстік жауаптар функциясы көрсетілген өзгеріске ауысу өндірісте. Импульстік жауап беру функциясы тәуелді ауыспалының қаншалықты ұзақ және қаншалықты екенін көрсетеді (құрылыстағы ІБС) тәуелсіз ауыспалыдан туындаған соққыға жауап береді (өндірістегі ІБС).

Бұл функция оң әсер етеді. Егер өндірістегі ІБС-ның өзгеруі 1%-ға күтпеген болса, басқа теңдей жағдайларда онда құрылыстағы ІБС орташа төмендегідей өзгереді: 1-ден 2 айға дейін – 0,9%-ға, 2-ден 3 айға дейін – 0,9%-дан 0,7%-ға дейін, 3-тен 4 айға дейін – 0,7%-дан 0,8%-ға дейін, 4-тен 8 айға дейін – 0,8%-дан 0,7%-ға дейін баяулау және 8 айдан бастап - деңгейдің тұрақтануы.

2-график. Құрылыстағы ІБС импульстік жауаптар функциясы өндірістегі ІБС өзгеруі

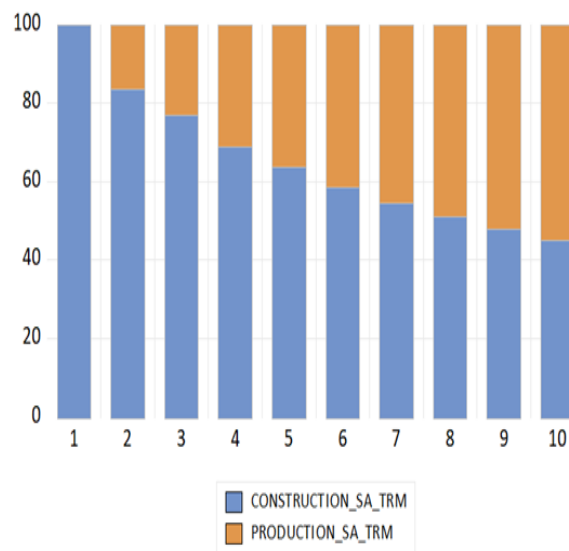
Response of CONSTRUCTION_SA_TRM to PRODUCTION_SA_TRM Innovation using Cholesky (d.f. adjusted) Factors



Дереккөз: автордың есептеуі

3-график. Құрылыстағы ІБС дисперсияның ыдырауы өндірістегі ІБС өзгеруі

Variance Decomposition of CONSTRUCTION_SA_TRM using Cholesky (d.f. adjusted) Factors



Дереккөз: автордың есептеуі

Алынған импульстік жауаптар функциясы өндірістегі ІБС құрылыстағы ІБС өзгерісті болжауын көрсетеді және оның ықпалы оң әсер етеді. Демек, өндірісте ІБС ұлғаюы құрылыста ІБС ұлғаюына әкеледі. Өндіріс секторы құрылыс секторын қажетті материалдармен қамтамасыз етеді, яғни сұраныстың өсуін күткен кезде құрылыс фирмалары материалды қажетті

сатып алуды жүзеге асырады, бұл өндірісті ұлғайту үшін материалдар шығаратын кәсіпорындарға сигнал болып табылады.

3-графикте дисперсияның ыдырауы келтірілген, ол ІБС құрылыста қаншалықты екенін сипаттайтын өзінің инновациялық күтпеген өзгерістермен және тиісінше өндірістегі ІБС күтпеген өзгерістерінің әсерімен түсіндіріледі. 2 айдан бастап өндірістегі ІБС ықпалының үлесі 16,5%-ды құрайды, 8 айға қарай ол 49,1%-ға дейін ұлғаяды, ал 10 айға қарай-54,9%-ға дейін өседі.

Салыстыру үшін, Boldrin et al. (2016) авторлары өз зерттеулерінде бұл өнеркәсіптерден материалдарды сатып алатын құрылыс секторының кәсіпорындары екенін және АҚШ экономикасындағы соңғы өндіріс көлемінің шамамен 5% құрайтынын атап өтті. Бұл нәтиже АҚШ-тағы бизнесті жүргізу талаптарымен күшті және оң байланысты. Бұл дегеніміз, АҚШ-тың өндірістік желілерінде құрылыс орталық орын алатынын білдіреді.

Осылайша, құрылыс саласы Ұлы рецессия кезінде өнеркәсіптің басқа салаларымен өзара байланысы бойынша ірі сала болды. Құрылыс саласы басқа салалардан көптеген материалдық ресурстарды сатып алады және көптеген материалдық ресурстарды басқа салаларға сатады. Шын мәнінде, басқа салаларда сатып алынған ресурстар құрылыс саласының жалпы өнімінің 38% құрайды. Құрылыс саласы ең көп сатып алатын салалық топтар - бұл басқа қызметтер, металл өндірісі, көтерме және бөлшек сауда, қаржы, сақтандыру және жылжымайтын мүлік; құрылыс саласы ең көп сататын салалық топтар металл, ағаш, электр жабдықтары және тау - кен өндірісі болып табылады.

Сонымен қатар, аталған авторлар құрылыс саласы басқа салалармен тығыз байланысты және ол құлдыраудан баяу қалпына келеді деп атап көрсетеді. Атап айтқанда, 2007 жылы АҚШ-тың тұрғын үй дағдарысы басталғаннан кейін, қолданыстағы тұрғын үй қорының сатылып кетуіне және жаңа үйлерге сұраныстың пайда болуына көп уақыт қажет болды.

4.2 Тау-кен өнеркәсібінде ІБС құрылыстағы ІБС тәуелділігінің моделі

Модельді құрудың оңтайлы лагы - Акаике, Шварц және Ханнан-Куинн критерийлері ұсынғандай 1-ге тең лаг (3-кесте).

Грэнджер тестінің нәтижесіне сүйене отырып, 5% маңыздылық деңгейінде ІБС құрылыста Грэнджер бойынша тау-кен өнеркәсібінде бірқатар ІБС-ның себебі болып табылады. Осы жерден құрылыстағы ІБС тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС өзгерісті болжайды (4-кесте).

3-кесте. Критерийлер бойынша ұсынылатын лагтар

VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: MINING_SA_TRM CONSTRUCTION_SA_TRM Exogenous variables: C Sample: 2016M09 2023M04 Included observations: 42						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-178.5913	NA	18.61282	8.599587	8.682333	8.629917
1	-166.6223	22.22823*	12.74121*	8.220108*	8.468347*	8.311098*
2	-164.7766	3.251853	14.14288	8.322697	8.736428	8.474345
3	-163.5964	1.967132	16.24025	8.456969	9.036192	8.669277
4	-161.2796	3.640540	17.72303	8.537126	9.281841	8.810094
5	-155.0879	9.140218	16.15117	8.432756	9.342964	8.766384
6	-154.1382	1.311403	18.99616	8.578012	9.653712	8.972298
* indicates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Дереккөз: автордың есептеуі

4-кесте. Грэнджер бойынша себептілігіне тест

Pairwise Granger Causality Tests Sample: 2016M09 2023M04 Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
CONSTRUCTION_SA_TRM does not Granger Cause MINING_SA_TRM	67	5.58728	0.0211
MINING_SA_TRM does not Granger Cause CONSTRUCTION_SA_TRM		0.71830	0.3999

Дереккөз: автордың есептеуі

Trace және Max-eigenvalue тест статистикасы 5% маңыздылық деңгейінде 2 коинтеграциялық теңдеуді көрсетеді. Сондықтан тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС және құрылыстағы ІБС қатарлары біріктірілген (1-қосымша, D кестесі).

Қалыпқа келтірілген теңдеудің формасы бар (5):

$$\text{Normalized Cointegrating Equation} = \text{MINING_SA_TRM} - 0,921 * \text{CONSTRUCTION_SA_TRM} \quad (5),$$

мұндағы *MINING_SA_TRM* және *CONSTRUCTION_SA_TRM* сәйкесінше тау – кен өнеркәсібіндегі ІБС және құрылыстағы ІБС болып табылады.

Йохансен моделінің нормаланған коинтеграциялық теңдеуінде коэффициент белгілерін қарама-қарсы етіп өзгерту керек, бұл модель ұзақ мерзімді кезеңді білдіреді. *MINING_SA_TRM* – тәуелді айнымалы. *CONSTRUCTION_SA_TRM* – ұзақ мерзімді перспективада *MINING_SA_TRM* оң және елеулі әсерін сипаттайды, себебі - 4,7 коэффициенті 5% маңыздылық

деңгейінде статистикалық маңызды болып табылады. Сондықтан ұзақ мерзімді перспективада құрылыстағы ІБС тау-кен өндіру өнеркәсібіндегі ІБС-ға орта есеппен өзге де тең жағдайларда оң әсерін тигізеді. Осыған байланысты қарастырылып отырған қатарлар біріктірілген болып табылады (1-қосымша, D кестесі).

Деректерде көрсетілгендей (4-қосымша, K кестесі), тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС және құрылыстағы ІБС коинтеграциялау теңдеуінің ұзақ мерзімді перспективада мынадай түрі бар (6):

$$ECT(-1) = MINING_SA_TRM(-1) - 1,042 * CONSTRUCTION_SA_TRM(-1) + 2,217 \quad (6)$$

Тау-кен өндіру өнеркәсібіндегі ІБС тәуелді айнымалы ретінде мынадай теңдеумен анықталады (7):

$$D(MINING_SA_TRM) = -0,284 * ECT(-1) - 0,025 \quad (7)$$

(7) теңдеуде түзету (түзетілген) коэффициенті (-0,284) алдыңғы кезеңдердің ұзақ мерзімді тепе-теңдіктен ауытқуы 28,4% жылдамдықпен түзетілетінін білдіреді.

Қателерді түзету коэффициенті түзету жылдамдығын сипаттайды, бұл кезде модель кез келген наразылықтан кейін өзінің тепе-теңдігін қалпына келтіреді. Тау-кен өндіру өнеркәсібіндегі ІБС кезіндегі ЕСТ коэффициенті (-4,2) теріс және статистикалық маңызы бар, бұл қысқа мерзімді динамикадан ұзақ мерзімді тепе-теңдікке ұқсастықты көрсетеді. Құрылыстағы ІБС жағдайында түзету коэффициенті оң және статистикалық мәні бар (4,1), бұл тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС-ге елеулі әсері бар екендігін көрсетеді (4-қосымша, K кестесі).

VECM моделінің сапасы сериялық корреляцияның және қалдықтардың гетероскедастикалығының болмауына, сондай-ақ қалдықтардың қалыпты бөлінуінің болуына арналған диагностикалық тесттердің көмегімен расталған (4-қосымша, L, M, N кестелері).

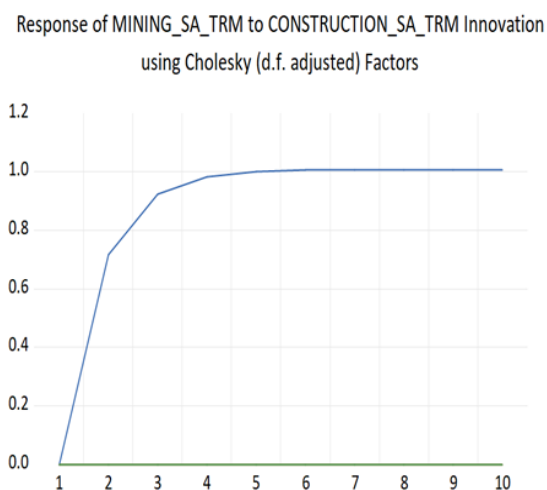
4-графикте құрылыстағы ІБС өзгеруіне тау-кен өндіру өнеркәсібіндегі ІБС импульстік пікірлерінің функциясы келтірілген. Импульстік жауап беру функциясы тәуелді айнымалының (тау-кен өндіру өнеркәсібіндегі ІБС) тәуелсіз айнымалыдан (құрылыстағы ІБС) туындаған күтпеген өзгеріске қаншалықты ұзақ және қандай дәрежеде әрекет ететінін көрсетеді. Аталған функцияның оң әсері бар. Егер құрылыстағы ІБС-нің өзгеруі 1%-ға күтілмеген болса, онда тау-кен өндіру өнеркәсібіндегі ІБС басқа тең жағдайларда орташа есеппен мынадай түрде өзгертін болады: 1 айдан бастап 2 ай аралығында – 0,7%-ға ұлғаяды, 2 айдан бастап 3 ай аралығында – 0,7%-дан бастап 0,9%-ға дейін ұлғаяды, 3 айдан бастап 5 ай аралығында – 0,9%-дан бастап 1,0%-ға дейін ұлғаяды және 5 айдан бастап – деңгейді тұрақтандырады.

Импульстік пікірлер функциясы құрылыстағы ІБС тау-кен өндіру өнеркәсібіндегі ІБС өзгерісін болжайды, бұл ретте оның әсері оң әсерге ие

болады. Сондықтан құрылыстағы ІБС-нің ұлғаюымен тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС ұлғаяды. Құрылыс компаниялары тау-кен өндіру өнеркәсібі үшін бұрғылау ұнғымалары, траншеялар, қазаншұңқырлар, карьерлер, шахталар сияқты күрделі тауарлар мен қызметтер шығаруды ұсынады және жүзеге асырады, сондай-ақ жобалау жұмыстарын орындайды.

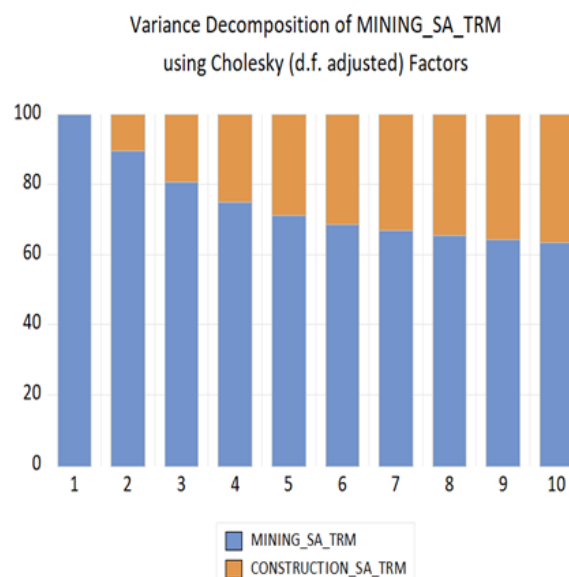
Дисперсияның декомпозициясы тау-кен өндіру өнеркәсібіндегі ІБС қатарының қаншалықты екенін өз инновациялық күтпеген өзгерістерімен және құрылыстағы ІБС-ден болған күтпеген өзгерістердің әсерімен түсіндіреді. Егер 2 айдан бастап құрылыстағы ІБС ықпалының үлесі 10,5%-ды құраса, 5 айға ол 28,8%-ға дейін ұлғайса, 10 айға қарай 36,7%-ға дейін өседі (5-график).

4-график. Құрылыстағы ІБС өзгеруіне тау-кен өндіру өнеркәсібіндегі ІБС импульстік пікірлерінің функциясы



Дереккөзі: автордың есептеуі

5-график. Тау-кен өндіру өнеркәсібіндегі ІБС дисперсиясының құрылыстағы ІБС өзгеруіне декомпозициясы



Дереккөзі: автордың есептеуі

5. Қорытындылар

Жүргізілген озық экономикалық индикаторларды зерттеу қорытындылары бойынша мынадай нәтижелер анықталды.

1. Статистикалық тесттердің көмегімен жұптық қатарлардың он комбинациясының деректерін тексеру үш түрлі нәтиже көрсетті: байланыстың жоқтығы, бір бағыттағы теріс және айнымалылар арасындағы оң бір бағыттағы байланыстар.

2. Қатардың алты комбинациясы арасында себеп-салдарлық байланыстардың болмауы мынадай индикаторлардың бір-біріне тәуелді еместігін көрсетеді:

1) КОИ және қызмет көрсету секторындағы ІБС;

- 2) КОИ және құрылыстағы ІБС;
- 3) КОИ және тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС;
- 4) өндірістегі ІБС және тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС;
- 5) қызмет көрсету секторындағы ІБС және құрылыстағы ІБС;
- 6) қызмет көрсету секторындағы ІБС және тау-кен өнеркәсібіндегі ІБС.

3. Теріс бір бағытты байланыстар іскерлік белсенділік циклдарының үйлестіруінің төмендеуінен туындаған кері әсерді, ал статистикалық сынақтар келесі екі қатар комбинациясында болжау үшін эконометрикалық модельдердің сенімсіздігін, қанағаттанарлықсыздығын көрсетеді:

- өндірістегі іскерлік белсенділіктің субиндексі нақты сектордың композиттік жетекші индикаторына теріс әсер етеді;
- қызмет көрсету секторындағы іскерлік белсенділік субиндексі өндірістегі іскерлік белсенділік субиндексіне теріс әсер етеді.

Іскерлік белсенділік циклдары неғұрлым аз үйлестірілген болса, жалпы күйзелістерге (инновацияларға) бірдей реакцияны күтуге болады және жетекші индикаторлардың осы комбинацияларының болжамды қасиеттерін көрсету ықтималдығы аз болады.

4. Іскерлік белсенділіктегі оң бір бағытты себеп-салдарлық байланыстар: өндірістен құрылысқа, құрылыстан тау-кен өндіру өнеркәсібіне. Өндіріс секторы құрылыс секторының белсенділігін арттыру үшін қажетті құрылыс материалдарымен қамтамасыз етеді. Өз кезегінде, құрылыстағы белсенділіктің өсуі тау-кен өндіру өнеркәсібінің ұзақ мерзімді болашақта құрылыс үшін шикізат ресурстарын алу және қайта өңдеу жөніндегі қызметін арттырады.

VECM модельдері негізінде есептелген импульстік жауап функциялары осы көрсеткіштердің экономикалық цикл фазаларының бұрылу нүктелерінің болашақ өзгерістеріне әсерінің оң әсерін көрсетті. Айлар мен бұрылыс нүктелерінің деңгейлері бойынша болжанған уақыт: ұлғаю, баяулау және тұрақтандыру.

Дисперсиялардың ыдырауы экономиканың басқа да әсер етуші секторларының өздерінің инновациялық қадамдары мен күйзелістеріне әсер етті.

5. VECM модельдерін бағалау нәтижелері ұзақ мерзімді коинтеграциялық қатынастары бар екі модель бар екенін дәлелдейді. Бұл модельдер өндірістегі іскерлік белсенділіктің құрылыстағы іскерлік белсенділікке, сондай-ақ құрылыстағы іскерлік белсенділіктің тау-кен өндіру өнеркәсібіндегі іскерлік белсенділікке әсерін анықтады.

6. Зерттеудің практикалық маңыздылығы реттеушінің және мемлекеттік құрылымдардың Қазақстанның экономикалық белсенділігін талдау мен болжау үшін ең жақсы айнымалылар ретінде өндіріс, құрылыс және тау-кен өндіру өнеркәсібі секторларындағы іскерлік белсенділік субиндекстерін қолдану мүмкіндігінен тұрады.

6. Әдебиет тізімі:

1. «Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің экономиканың нақты секторының кәсіпорындарына мониторинг жүргізу тәртібін бекіту туралы» Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі Төрағасы Е.А. Досаевтың 2019 жылғы 17 сәуірдегі №182 бұйрығы
2. Carol M.Kopp. ISM Manufacturing Index: Definition and How It's Calculated. URL: <https://www.investopedia.com/terms/i/ism-mfg.asp> (жүгінген күн - 01.09.2023)
3. Nathan Reiff. Leading Indicators: Definition and How They're Used by Investors. URL: <https://www.investopedia.com/terms/l/leadingindicator.asp> (жүгінген күн - 01.09.2023)
4. О.В. Лосева, М.А. Федотова, Г.И. Хотинская. Іскерлік белсенділік экономикалық дамудың жетекші индикаторы ретінде: шетелдік және ресейлік тәжірибесі//Қаржы университетінің хабаршысы, 2015, №3, 26-33 б. URL: <http://www.ereport.ru/articles/indexes/pmi.htm> (жүгінген күн - 01.09.2023) [Лосева О.В., Федотова М.А., Хотинская Г.И. Деловая активность как опережающий индикатор экономического развития: зарубежный и российский опыт//Вестник Финансового университета, 2015, №3, с.26-33. URL: <http://www.ereport.ru/articles/indexes/pmi.htm> (дата обращения - 01.09.2023)]
5. Tkacova A., Gavurova B., Behun M. The composite leading indicator for German business cycle//Journal of Competitiveness, Vol. 9, Issue 4, pp. 114 - 133, December 2017 ISSN 1804-171X (Print), ISSN 1804-1728 (On-line), DOI: 10.7441/joc.2017.04.08
6. А.Л. Богданова. Озыңқы көрсеткіштер - экономикалық болжау құралы // ҚРЭҒ №2 (81) 2018, 35-56 б. [Богданова А.Л. Опережающие показатели – инструмент экономического прогнозирования//ЭНСП №2 (81) 2018, с. 35-56]
7. К.А. Егиян, Т.А. Погорельская «Кәсіпорынның іскерлік белсенділігі» ұғымын анықтау тәсілдерін талдау және оны халықаралық тәжірибеде бағалау// РМТУ хабаршысы. Серия: Экономика, басқару, құқық. - Ресей мемлекеттік гуманитарлық университеті, 2014, 143-148 б. [Егиян К.А., Погорельская Т.А. Анализ подходов к определению понятия «деловая активность предприятия» и ее оценка в международной практике// Вестник РГТУ. Серия: Экономика, управление, право. - Российский государственный гуманитарный университет, 2014, с.143-148]
8. Д.Крук, А.Коршун. Экономикалық цикл және жетекші индикаторлары: Беларуссиядағы әдіснамалық тәсілдер мен қолдану мүмкіндіктері. - Минск: ЖМИ зерттеу орталығы, 2010, 35 б. [Крук Д., Коршун А. Экономический цикл и опережающие индикаторы: методологические подходы и возможности использования в Беларуси. – Минск: Исследовательский центр ИПМ, 2010, 35с.]

9. Joseph A. Schumpeter. Business cycles. A Theoretical, Historical and Statistical Analysis of the Capitalist Process//New York Toronto London: McGraw-Hill Book Company, 1939, 461 pp.

10. Й.А. Шумпетер. Экономикалық даму теориясы. Капитализм, социализм және демократия / Й.А. Шумпетер; [алғы сөз: В.С. Автономов; неміс тілінен аудармасы: В.С. Автономов, М.С. Любский, А.Ю. Чепуренко; ағылшын тілінен аудармасы: В.С. Автономов, Ю.В. Автономов, Л.А. Громова, К.Б. Козлова, Е.И. Николаенко, И.М. Осадчей, И.С. Семенов, Э.Г. Соловьева]. - М.: Эксмо, 2008. — 864 б. [Шумпетер Й.А. Теория экономического развития. Капитализм, социализм и демократия /Й.А. Шумпетер; [предисл. В.С. Автономова; пер. с нем. В.С. Автономова, М.С. Любского, А.Ю. Чепуренко; пер. с англ. В.С. Автономова, Ю.В. Автономова, Л.А. Громовой, К.Б. Козловой, Е.И. Николаенко, И.М. Осадчей, И.С. Семенова, Э.Г. Соловьева]. — М.: Эксмо, 2008. — 864 с.]

11. Finn E. Kydland and Edward C. Prescott (Nov., 1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations //Econometrica, Vol. 50, No. 6 (Nov., 1982), pp. 1345-1370

12. Joseph G. Altonji (1982). The Intertemporal Substitution Model of Labour Market Fluctuations: An Empirical Analysis // The Review of Economic Studies, Vol. 49, No. 5, Special Issue on Unemployment (1982), pp. 783-824

13. John B. Long, Jr. and Charles I. Plosser (1983). Real Business Cycles // Journal of Political Economy, Feb., 1983, Vol. 91, No. 1, pp. 39-69

14. Я.П.Силин, Е.Г.Анимица, Н.В. Новикова. Жаңа индустриаландырудың аймақтық процестерін зерттеудегі экономикалық өсу және экономикалық цикл теориялары//Journal of New Economy, 2019, Vol. 20, №2, 5-29 б. DOI: 10.29141/2073-1019-2019-20-2-1 [Силин Я.П., Анимица Е.Г., Новикова Н. В. Теории экономического роста и экономического цикла в исследовании региональных процессов новой индустриализации//Journal of New Economy, 2019, Vol. 20, № 2, с.5-29. DOI: 10.29141/2073-1019-2019-20-2-1]

15. В.А. Тупчиенко, М.К.Кривцова. Экономикалық циклдің негізгі теориялары// Қаржылық аналитика: мәселелер мен шешімдер 2014, №3 (189), 1-12 б. [Тупчиенко В.А., Кривцова М.К. Ключевые теории экономического цикла// Финансовая аналитика: проблемы и решения 2014, №3 (189), с.1-12]

16. Н.В. Артамонов, Е.А. Ивин, А.Н. Курбацкий, Д.Фантацини. Уақыт қатарларын талдауға кіріспе: жоғары оқу орындарына арналған оқу құралы. М.В. Ломоносов атындағы Мәскеу мемлекеттік университеті, Мәскеу экономика мектебі, Эконометрика және экономиканың математикалық әдістері кафедрасы. – Вологда: РФАВФО, 2021. – 134 б. ISBN 978-5-93299-496-2 [Артамонов Н. В., Ивин Е. А., Курбацкий А. Н., Фантацини Д. Введение в анализ временных рядов: учебное пособие для вузов. Московский государственный университет имени М. В. Ломоносова, Московская школа экономики, Кафедра эконометрики и математических методов экономики. – Вологда: ВолНЦ РАН, 2021. – 134 с.ISBN 978-5-93299-496-2]

17. Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2 (Mar., 1987), pp. 251–276. © Econometric Society
18. Johansen, Søren. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231 – 254
19. Johansen, Søren. 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 59: 1551–1580
20. Johansen, Søren. 1995. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*. Oxford: Oxford University Press
21. Samina Naveed and Zafar Mahmood. Impact of domestic financial liberalization on economic growth in Pakistan. *Journal of Economic Policy Reform*, 2017
22. Eva Maulia, Miftahuddin and Hizir Sofyan. 2018. Tax revenue and inflation rate predictions in Banda Aceh using Vector Error Correction Model (VECM) // IOP Conf. Series: Materials Science and Engineering 352 (2018) 012056 doi:10.1088/1757-899X/352/1/012056
23. Granger, C. W. J. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 37
24. Nur Setyowati. 2019. Macroeconomic Determinants of Islamic Banking Products in Indonesia. *Economies* 2019, 7(2), 53
25. Aiza Shabbir, Shazia kousar and Muhammad Zubair Alam. 2019. Factors affecting level of unemployment in South Asia Department of Management Sciences, Superior University, Lahore, Pakistan
26. Abd. Majid, M. and Kassim, S. 2015. Assessing the contribution of Islamic finance to economic growth: empirical evidence from Malaysia. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, Vol. 6 No. 2, pp. 292-310
27. Michele Boldrin, Carlos Garriga, Adrian Peralta-Alva and Juan Sanchez. 2016. Reconstructing the Great Recession. Working Paper 2013-006C, Federal Reserve Bank of Saint Louis, revised January 2016

А кестесі. Йохансеннің коинтеграция сынағы

Sample (adjusted): 2017M03 2023M04 Included observations: 40 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: CLI_SA_TRM PRODUCTION_SA_TRM Lags interval (in first differences): 1 to 5				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.263859	17.71114	15.49471	0.0228
At most 1 *	0.127546	5.457817	3.841465	0.0195
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.263859	12.25332	14.26460	0.1015
At most 1 *	0.127546	5.457817	3.841465	0.0195
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):				
CLI_SA_TRM	PRODUCTION_ SA_TRM			
1.063149	0.878875			
3.141081	-0.783451			
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(CLI_SA_TRM)	-0.001305	0.020169		
D(PRODUCTION_S A_TRM)	-0.410369	0.088595		
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	17.11490	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
CLI_SA_TRM	PRODUCTION_ SA_TRM			
1.000000	0.826672 (0.32175)			
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(CLI_SA_TRM)	-0.001387 (0.01135)			
D(PRODUCTION_S A_TRM)	-0.436283 (0.14646)			

Дереккөзі: автордың есептеуі

В кестесі. Йохансеннің коинтеграция сынағы

Sample (adjusted): 2016M12 2023M04				
Included observations: 59 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: PRODUCTION_SA_TRM SERVICES_SA_TRM				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.313403	30.14873	15.49471	0.0002
At most 1 *	0.126273	7.964254	3.841465	0.0048
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.313403	22.18448	14.26460	0.0023
At most 1 *	0.126273	7.964254	3.841465	0.0048
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):				
PRODUCTION_SA_TR SERVICES_SA_				
M	TRM			
0.177253	0.580228			
1.190736	-0.575829			
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(PRODUCTION_SA_T				
RM)	0.087569	-0.313080		
D(SERVICES_SA_TRM)	-0.533013	-0.051567		
1 Cointegrating Equation(s):				
	Log likelihood	-147.5504		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
PRODUCTION_SA_TR SERVICES_SA_				
M	TRM			
1.000000	3.273451			
	(0.75552)			
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(PRODUCTION_SA_T				
RM)	0.015522			
	(0.02168)			
D(SERVICES_SA_TRM)	-0.094478			
	(0.01953)			

Дереккөзі: автордың есептеуі

С кестесі. Йохансеннің коинтеграция сынағы

Sample (adjusted): 2016M12 2023M04				
Included observations: 55 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: CONSTRUCTION_SA_TRM PRODUCTION_SA_TRM				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.204455	20.27299	15.49471	0.0088
At most 1 *	0.130531	7.692977	3.841465	0.0055
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.204455	12.58001	14.26460	0.0907
At most 1 *	0.130531	7.692977	3.841465	0.0055
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):				
CONSTRUCTION_SA_TRM PRODUCTION_SA_TRM				
-0.899794 0.896462				
0.222603 -1.183424				
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(CONSTRUCTION_SA_TRM) 0.992931 -0.025268				
D(PRODUCTION_SA_TRM) 0.080492 0.341015				
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-190.2096	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
CONSTRUCTION_SA_TRM PRODUCTION_SA_TRM				
1.000000 -0.996297				
(0.29235)				
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(CONSTRUCTION_SA_TRM) -0.893433				
(0.25193)				
D(PRODUCTION_SA_TRM) -0.072427				
(0.12303)				

Дереккөзі: автордың есептеуі

D кестесі. Йохансеннің коинтеграция сынағы

Sample (adjusted): 2016M11 2023M04 Included observations: 62 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: MINING_SA_TRM CONSTRUCTION_SA_TRM Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.331762	35.45607	15.49471	0.0000
At most 1 *	0.155289	10.46317	3.841465	0.0012
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.331762	24.99290	14.26460	0.0007
At most 1 *	0.155289	10.46317	3.841465	0.0012
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):				
CONSTRUCTION_S				
MINING_SA_TRM	A_TRM			
-0.450236	0.414588			
0.376453	0.276768			
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(MINING_SA_TRM)	0.801064	-0.398923		
D(CONSTRUCTION_SA_TRM)	-0.817514	-0.821053		
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-254.3819	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
CONSTRUCTION_S				
MINING_SA_TRM	A_TRM			
1.000000	-0.920823			
	(0.19795)			
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(MINING_SA_TRM)	-0.360668			
	(0.09000)			
D(CONSTRUCTION_SA_TRM)	0.368074			
	(0.14099)			

Дереккөзі: автордың есептеуі

Кеңейтілген Дики-Фуллер сынағы (Augmented Dickey-Fuller, ADF) КОИ (1,85) сериясындағы t-statistic абсолюттік мәні сәйкесінше 1%, 5% және 10% мән деңгейлеріндегі барлық күрделі шамалардың абсолюттік мәндерінен төмен екенін көрсетті: 3,52, 2,90 және 2,59. T-statistic абсолюттік мәні қызмет көрсету секторында (3,50) 1% маңыздылық деңгейінде күрделі шаманың абсолюттік мәнінен (3,52) кем болады. Бұл берілген қатарлар стационарлық емес дегенді білдіреді (Е кестесі).

ІБС бойынша T-statistic абсолюттік шамалары өндірістегі, құрылыстағы ІБС және тау-кен өндіру өнеркәсібіндегі ІБС (тиісінше 4,14, 4,32 және 4,49) күрделі шамалардың барлық абсолюттік мәндерінен көп. Демек, көрсетілген қатарлар стационарлық болып табылады (Е кестесі).

Е кестесі. Дики-Фуллердің КОИ және ІБС қатарларының стационарлығы бойынша кеңейтілген тестінің нәтижелері

		t-Statistic	Prob.*
Null Hypothesis: CLI_SA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)	Augmented Dickey-Fuller test statistic Test critical values: 1% level 5% level 10% level	-1.853343 -3.522887 -2.901779 -2.588280	0.3523
Null Hypothesis: PRODUCTION_SA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)	Augmented Dickey-Fuller test statistic Test critical values: 1% level 5% level 10% level	-4.140624 -3.515536 -2.898623 -2.586605	0.0015
Null Hypothesis: SERVICES_SA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)	Augmented Dickey-Fuller test statistic Test critical values: 1% level 5% level 10% level	-3.497099 -3.515536 -2.898623 -2.586605	0.0105
Null Hypothesis: CONSTRUCTION_SA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)	Augmented Dickey-Fuller test statistic Test critical values: 1% level 5% level 10% level	-4.316452 -3.515536 -2.898623 -2.586605	0.0008
Null Hypothesis: MINING_SA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)	Augmented Dickey-Fuller test statistic Test critical values: 1% level 5% level 10% level	-4.493890 -3.515536 -2.898623 -2.586605	0.0005
*MacKinnon (1996) one-sided p-values			

Дереккөзі: автордың есептеуі

КОИ және қызмет көрсету секторындағы ІБС қатарлары стационарлық емес екенін ескере отырып, біз оларды алғашқы айырмашылықтар деңгейінде стационарлыққа тексереміз. Дики-Фуллердің кеңейтілген тестінің нәтижелері КОИ және қызмет көрсету секторындағы ІБС қатарлары алғашқы айырмашылықтар деңгейінде стационарлық екенін көрсетті (F кестесі).

F кестесі. Дики-Фуллердің алғашқы айырмашылықтар деңгейінде КОИ және қызмет көрсету секторындағы ІБС қатарларының стационарлығына арналған кеңейтілген тестінің нәтижелері

		t-Statistic	Prob.*
Null Hypothesis: D(CLI_SA) has a unit root	Augmented		
Exogenous: Constant	Dickey-Fuller test		
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)	statistic	-3.560581	0.0090
	Test critical values:		
	1% level	-3.522887	
	5% level	-2.901779	
	10% level	-2.588280	
Null Hypothesis: D(SERVICES_SA) has a unit root	Augmented		
Exogenous: Constant	Dickey-Fuller test		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)	statistic	-8.296548	0.0000
	Test critical values:		
	1% level	-3.517847	
	5% level	-2.899619	
	10% level	-2.587134	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values			

Дереккөзі: автордың есептеуі

G кестесі. VECM

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 2016M11 2023M04 Included observations: 60 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
CONSTRUCTION_SA_TRM(-1)	1.000000	
PRODUCTION_SA_TRM(-1)	-1.106215 (0.24408) [-4.53212]	
C	7.107971	
Error Correction:	D(CONSTRUCTION_SA_TRM)	D(PRODUCTION_SA_TRM)
CointEq1	-0.918297 (0.18002) [-5.10107]	0.018317 (0.09213) [0.19882]
D(CONSTRUCTION_SA_TRM(-1))	0.009705 (0.13347) [0.07272]	-0.008145 (0.06831) [-0.11925]
D(PRODUCTION_SA_TRM(-1))	-0.130541 (0.29081) [-0.44889]	-0.484548 (0.14883) [-3.25569]
C	0.137764 (0.25755) [0.53489]	-0.033751 (0.13181) [-0.25605]
R-squared	0.466770	0.189108
Adj. R-squared	0.438204	0.145667
Sum sq. resids	219.4396	57.47605
S.E. equation	1.979536	1.013093
F-statistic	16.34011	4.353247
Log likelihood	-124.0383	-83.84702
Akaike AIC	4.267943	2.928234
Schwarz SC	4.407566	3.067857
Mean dependent	0.128405	-0.076860
S.D. dependent	2.641035	1.096064
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.957327
Determinant resid covariance		3.447272
Log likelihood		-207.4001
Akaike information criterion		7.246671
Schwarz criterion		7.595728
Number of coefficients		10

Дереккөзі: автордың есептеуі

1 (0,96) және 2 (0,70) аралықтар бойынша ықтималдық мәндері 5% маңыздылық деңгейінен жоғары, сондықтан VECM моделінде қалдықтардың сериялық корреляциясы жоқ (H кестесі).

H кестесі. Қалдықтардың сериялық корреляциясын тексеру

VEC Residual Serial Correlation LM Tests Sample: 2016M09 2023M04 Included observations: 60						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	0.616830	4	0.9612	0.153208	(4, 106.0)	0.9612
2	2.222101	4	0.6950	0.556088	(4, 106.0)	0.6950
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	0.616830	4	0.9612	0.153208	(4, 106.0)	0.9612
2	3.645227	8	0.8876	0.450408	(8, 102.0)	0.8877
*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.						

Дереккөзі: автордың есептеуі

VECM моделінде қалдықтардың гетероскедастикасы жоқ, өйткені Joint test (0,37) ықтималдық мәні 0,05 мән деңгейінен жоғары (I кестесі).

I кестесі. Қалдықтардың гетероскедастикалық болуын тексеру

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)					
Sample: 2016M09 2023M04					
Included observations: 60					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
19.36991	18	0.3694			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(6,53)	Prob.	Chi-sq(6)	Prob.
res1*res1	0.119100	1.194289	0.3237	7.145997	0.3076
res2*res2	0.049073	0.455848	0.8376	2.944379	0.8158
res2*res1	0.150999	1.571049	0.1739	9.059929	0.1702

Дереккөзі: автордың есептеуі

Құрылыстағы ІБС және өндірістегі ІБС қатарлары жеке де, жалпы модельде де қалдықтардың қалыпты таралуына ие, өйткені Jarque-Bera ықтималдығының мәні 0,05 мән деңгейінен жоғары (J кестесі).

Ж кестесі. Қалдықтардың қалыпты таралуын тексеру

VEC Residual Normality Tests Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl) Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal Sample: 2016M09 2023M04 Included observations: 60				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.115481	0.133358	1	0.7150
2	-0.592571	3.511408	1	0.0609
Joint		3.644766	2	0.1616
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.034173	2.673786	1	0.1020
2	3.241018	0.145224	1	0.7031
Joint		2.819010	2	0.2443
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	2.807144	2	0.2457	
2	3.656632	2	0.1607	
Joint	6.463776	4	0.1671	
*Approximate p-values do not account for coefficient estimation				

Дереккөзі: автордың есептеуі

К кестесі. VECM

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 2016M10 2023M04 Included observations: 67 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
MINING_SA_TRM(-1)	1.000000	
CONSTRUCTION_SA_TRM(-1)	-1.042121 (0.19157) [-5.44003]	
C	2.216510	
Error Correction:	D(MINING_SA_TRM)	D(CONSTRUCTION_SA_TRM)
CointEq1	-0.284376 (0.06799) [-4.18259]	0.409872 (0.10009) [4.09497]
C	-0.024568 (0.20219) [-0.12151]	-0.027864 (0.29766) [-0.09361]
R-squared	0.212064	0.205076
Adj. R-squared	0.199942	0.192846
Sum sq. resids	178.0397	385.8477
S.E. equation	1.655014	2.436415
F-statistic	17.49406	16.76879
Log likelihood	-127.8089	-153.7190
Akaike AIC	3.874892	4.648329
Schwarz SC	3.940704	4.714140
Mean dependent	-0.024568	-0.027864
S.D. dependent	1.850296	2.711896
Determinant resid covariance (dof adj.)		16.01351
Determinant resid covariance		15.07175
Log likelihood		-281.0173
Akaike information criterion		8.567681
Schwarz criterion		8.765116
Number of coefficients		6

Дереккөзі: автордың есептеуі

Артта қалу ықтималдығы 1 (0,19) мәні 0,05 деңгейінен жоғары, осыған байланысты VECM моделінде қалдықтардың сериялық корреляциясы жоқ (L кестесі).

L кестесі. Қалдықтардың сериялық корреляциясын тексеру

VEC Residual Serial Correlation LM Tests Sample: 2016M09 2023M04 Included observations: 67						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	6.158026	4	0.1877	1.565434	(4, 124.0)	0.1877
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	6.158026	4	0.1877	1.565434	(4, 124.0)	0.1877
*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.						

Дереккөзі: автордың есептеуі

VECM моделінде қалдықтардың гетероскедастикасы жоқ, өйткені Joint test (0,98) ықтималдық мәні 0,05 мән деңгейінен жоғары (M кестесі).

M кестесі. Қалдықтардың гетероскедастикалық болуын тексеру

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)					
Sample: 2016M09 2023M04					
Included observations: 67					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
1.023680	6	0.9847			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(2,64)	Prob.	Chi-sq(2)	Prob.
res1*res1	0.004794	0.154141	0.8575	0.321185	0.8516
res2*res2	0.003421	0.109862	0.8961	0.229236	0.8917
res2*res1	0.011053	0.357655	0.7007	0.740564	0.6905

Дереккөзі: автордың есептеуі

Тау-кен өндіру өнеркәсібіндегі ІБС және құрылыстағы ІБС қатарлары жеке де, жалпы модельде де қалдықтардың қалыпты таралуына ие, өйткені Jarque-Bera ықтималдығының мәні 0,05 мән деңгейінен жоғары (N кестесі).

N кестесі. Қалдықтардың қалыпты таралуын тексеру

VEC Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal				
Sample: 2016M09 2023M04				
Included observations: 67				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.260791	0.759465	1	0.3835
2	-0.100077	0.111839	1	0.7381
Joint		0.871304	2	0.6468
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.643877	0.354050	1	0.5518
2	3.680941	1.294442	1	0.2552
Joint		1.648492	2	0.4386
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	1.113514	2	0.5731	
2	1.406282	2	0.4950	
Joint	2.519796	4	0.6411	
*Approximate p-values do not account for coefficient estimation				

Дереккөзі: автордың есептеуі