



ҚАЗАҚСТАН ҰЛТТЫҚ БАНКІ

Өндірушілер бағасының Қазақстандағы тұтынушылық инфляцияға әсері

Ақша-кредит саясаты департаменті
№2022-5 экономикалық зерттеу

И. Ержан
А. Құлқаева

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

Өндірушілер бағасының Қазақстандағы тұтынушылық инфляцияға әсері.
NBRK – WP – 2022 – 5

© Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі
Ұсынылған материалдарды қандай да бір пайдалану авторлардың рұқсатымен ғана мүмкін

Өндірушілер бағасының Қазақстандағы тұтынушылық инфляцияға әсері

Ержан Ислам¹
Құлқаева Алтын²

Аннотация

Инфляциялық таргеттеу саясатын жүзеге асыру макроэкономикалық көрсеткіштерді, атап айтқанда инфляцияны болжау және талдау жүйесін енгізуді және тұрақты жетілдіруді көздейді. Тұрақты прогресс болжамды модельдерді жақсарту арқылы жүргізілетін талдау сапасын жақсартуға және экономикалық даму болжамдарының дәлдігін арттыруға, сондай-ақ инфляциялық процестердің себептері мен құрылымын түсінуді кеңейтуге бағытталған.

Бұл жұмыста авторлар Қазақстандағы тұтыну инфляциясына өндірушілер бағасының әртүрлі индекстерінің әсерін бағалау үшін әртүрлі статистикалық әдістерді (себептілік байланысқа тест: Грейнджер (Тода-Ямамото) тәсілдері, сондай-ақ вейвлет талдау) пайдаланды.

Негізгі сөздер: инфляция, өндірушілер бағасының индексі, тұтынушылық база индексі, вейвлет талдау, себеп-салдарлық байланыс.

JEL-сыныптау: E31, E19, E39

¹ Ержан Ислам – «Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің төлем және қаржылық технологияларды дамыту орталығы» АҚ бас экономисті. E-mail: I.Yerzhan@payfintech.kz

² Құлқаева Алтын – Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің Ақша-кредит саясаты департаментінің макроэкономикалық зерттеулер және болжау басқармасының бас маман-талдаушысы. E-mail: Altyn.Kulkaeva@nationalbank.kz

Мазмұны

1. Кіріспе	5
2. Әдебиетке шолу	7
3. Пайдаланылатын деректер және әдіснама	10
4. Нәтижелерді талқылау.....	15
5. Қорытындылар және әрі қарай зерттеулерге арналған ұсыныстар	23
6. Әдебиеттер тізімі	24
7. Қосымша	26

1. Кіріспе

Инфляция – белгілі бір уақыт кезеңіндегі бағаның өсуін өлшейтін көрсеткіш (Mankiw and Taylor, 2020). Қазақстанда инфляция 500-ден астам тауардан тұратын тұтыну бағаларының индексі – ТБИ көмегімен өлшенеді. Инфляция экономиканың жай-күйі мен сапасын көрсететін ең маңызды макроэкономикалық көрсеткіштердің бірі болып табылады. Инфляцияның жоғары қарқыны экономикадағы елеулі теңгерімсіздікке алып келуге және халықтың байлығы мен табысына теріс әсер етуге қабілетті. Инфляцияның тұрақты және төмен қарқыны, керісінше, экономикалық агенттердің тиісті күтуін қалыптастыра отырып, экономикалық өсуге және байлықтың жинақталуына ықпал етеді.

Экономиканың жоспарлы дәрежедегі дамуы үшін инфляцияны тұрақты төмен деңгейде ұстап тұру мақсатында дамыған, сол сияқты дамушы елдердің көптеген орталық банктері инфляциялық таргеттеу режимін ұстанады. Осы режимді іске асыру инфляция бойынша мақсатты жария айқындауды және оған қол жеткізу үшін орталық банктің арсеналында бар құралдарды пайдалануды талап етеді (Jahan, 2017).

2015 жылдан бастап Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкі инфляциялық таргеттеу режимінің қағидаттарын ұстанады. Инфляциялық таргеттеу саясатын жүзеге асыру макроэкономикалық көрсеткіштерді, атап айтқанда инфляцияны болжау және талдау жүйесін енгізуді және тұрақты жетілдіруді көздейді. Осыған байланысты Ұлттық Банк үшін осы жүйені үнемі жақсарту және осы процестерге қатысатын талдаушылардың кәсіби дамуы өзекті мәселе болып табылады. Тұрақты прогресс болжамды модельдерді жақсарту арқылы жүргізілетін талдау сапасын жақсартуға және экономикалық даму болжамдарының дәлдігін арттыруға, сондай-ақ инфляциялық процестердің себептері мен құрылымын түсінуді кеңейтуге бағытталған.

Инфляциялық процестердің табиғаты көптеген факторлардың ықпалына ұшырайды. Инфляцияның негізгі драйверлері ұсыныс және сұраныс инфляциясы, импортталған инфляция болуы мүмкін.

Бұл зерттеуде өндірушілердің баға индексі – ӨБИ арқылы анықталатын және есептелетін ұсыныс жағынан инфляцияның әсері қаралады.

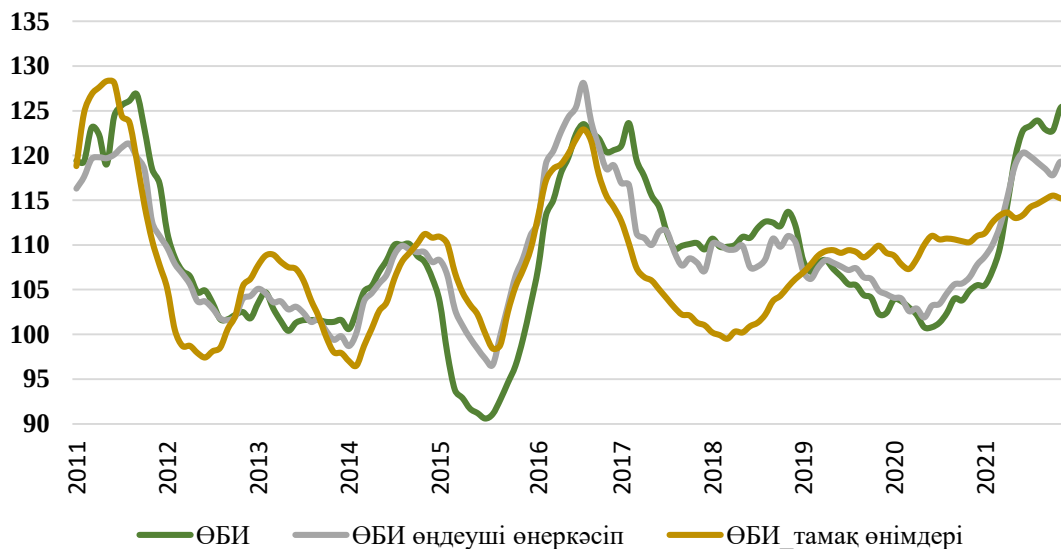
ӨБИ Қазақстанның өнеркәсіптік кәсіпорындарының дайын өнімі мен өндірістік сипаттағы қызметтеріне бағаның орташа өзгеруін көрсетеді. Индекс қосылған құн салығы мен акциздерді, сауда үстеме бағасын, сондай-ақ көлік пен жылжытуға арналған шығыстарды есепке алмай, өндірушілер бағасының өзгеруін қадағалайды. Әдістемеге³ сәйкес өндірушілердің бағалары тауарларды (көрсетілетін қызметтерді) ішкі не сыртқы нарықтарға жөнелтуге қарамастан өндіру және қайта өңдеу бойынша барлық нарықтық бағаларды

³ Өнеркәсіптегі өндірушілер бағаларының индекстерін құру әдістемесін бекіту туралы. ҚР Ұлттық экономика министрлігі Статистика комитеті Төрағасының 2016 жылғы 31 мамырдағы № 98 бұйрығы

қамтиды. Индекс әртүрлі сатыларда өндірілген өнім мен қызмет түрлері бөлігінде бағаның өзгеруін қамтиды.

1-суретте соңғы он жылдағы өндірушілердің әртүрлі индекстерінің динамикасы көрсетілген.

1-сурет. 2011-2021 жылдардағы ӨБИ динамикасы, ж/ж



Дереккөзі: ҚР СЖРА ҰСБ

Өндірушілердің баға индексінің тұтыну бағаларына әсері шикізат бағасының өзгеруі тауарлардың аралық бағасына, сондай-ақ түпкілікті өнімге қолданылатындығына байланысты. Шикізат бағасының өсуі аралық өнімдердің бағасына, дайын өнім өндірушілердің бағасына және сайып келгенде, тұтынушылық тауарларға әсер етеді. Демек, өндірушілер бағасының өсуі түпкі нәтижесінде тұтыну бағасының өсуіне әсер етеді (Rogers, 1998).

Сонымен бірге, анық болмаса да, осы көрсеткіштердің кері өзара байланысы бар, оған сәйкес түпкілікті тұтынушылық тауарлар бағасының өзгеруі шикізат құнына, демек өндірістің өзіндік құнына әсер етеді. Өндірушінің түпкілікті бағасы, әдетте, бағаның жалпы өсу – инфляция кезеңінде көтерілуі мүмкін жалақы шығындары, сондай-ақ шикізат құны сияқты өндірістік шығындарға үстемеақыны қамтитынына байланысты. Осыған байланысты тұтынушылық бағалардың өсуі өндірушілерді жалақыны көтеруге мәжбүр етеді, сол арқылы өндірушілердің бағасына қосымша қысым жасайды (Colclough and Lange, 1982).

Бұл ретте өндірушілер бағалары мен тұтынушылық бағалардың өзара байланысы бір жақты ғана емес (ӨБИ → ТБИ немесе ТБИ → ӨБИ), сондай-ақ екіжақты (ӨБИ ↔ ТБИ) не мүлдем болмауы мүмкін (Аксау, 2011).

Бұл жұмыста авторлар Қазақстандағы тұтынушылық инфляцияға өндірушілер бағасының әртүрлі индекстерінің әсерін бағалау үшін әртүрлі статистикалық әдістерді (себеп-салдарлық байланысқа тест, оның ішінде Тода және Ямамото тәсілдері, сондай-ақ вейвлет талдау) пайдаланды.

Зерттеу бірнеше бөліктен тұрады. Екінші бөлімде алынған нәтижелерді сипаттайтын басқа авторлардың ұқсас жұмыстары қаралған әдебиетке шолу

жасалады. Үшінші бөлімде әдіснама сипатталады. Бұдан әрі нәтижелерді талқылау бөлімі берілген, онда авторлар бағалау нәтижелерін келтіреді. Осы зерттеу бойынша қорытындылар және одан кейінгі ұсынымдар жұмыстың қорытынды бөлімі болып табылады.

2. Әдебиетке шолу

Өндірушілер бағалары мен тұтынушылық бағалар индекстері арасындағы өзара байланыс экономикалық ортада зерделеу үшін маңызды тақырыптардың бірі болып табылады. Зерттеу нәтижелері экономика ғылымы үшін, сол сияқты ақша-кредит саясаты саласында шешім қабылдау процесі үшін де пайдалы болуы мүмкін. Осы мәселе бойынша эмпирикалық зерттеулер әртүрлі елдердің мысалында және әртүрлі уақыт аралықтарында жүргізіледі.

Өндірушілердің бағалары мен тұтынушылар бағалары арасындағы біржақты байланыс – жалпы қабылданған және интуитивті көзқарас. Сонымен бірге, жекелеген жұмыстарда біржақты себеп-салдарлық байланыс ($\Theta BI \rightarrow TBI$ не $TBI \rightarrow \Theta BI$), сол сияқты көрсеткіштердің бір-біріне өзара әсерінің болуы ($\Theta BI \leftrightarrow TBI$) анықталды. Алайда зерттеу нәтижелері қолданылатын әдістер мен мәліметтерге байланысты өзгеше болуы мүмкін.

Көптеген жұмыстарда мұндай талдау үшін векторлық авторегрессия модельдері (VAR) немесе қателерді түзету модельдері (VECM) пайдаланылды.

Debby және Anggraeni (2018) векторлық авторегрессиялық модельге негізделген Индонезиядағы көрсеткіштердің Грейнджер себептілік тестімен өзара байланысын зерттеді. Басқа жұмыстарға қарағанда зерттеуде жалпы ΘBI мен TBI ғана емес, сондай-ақ азық-түлік, сусындар, темекі өнімдері, киім бағаларының тиісті шағын индекстерінің өзара байланысы қарастырылды. Авторлар өндірушілердің жалпы бағалары тұтынушылық инфляцияның озық көрсеткіші болуы мүмкін, күтпеген өзгерістің әсері 6-7 ай ішінде төмендейді деген қорытынды жасады. Бұл ретте тұтынушылық бағалардың азық-түлік индексі тамақ өнімдерін өндірушілердің баға индексімен екі бағытта өзара байланысты, яғни екеуі де бір-біріне озық индикаторлар болуы мүмкін. Сонымен, киімнің тұтынушылық бағасы киім өндірушілердің бағалары үшін озық көрсеткіш болып табылады. Осыған ұқсас жұмыста Ұлыбритания мен Түркиядағы жалпы көрсеткіштерді ала отырып, авторлар TBI мен ΘBI -дің өзара себеп-салдарлық байланысы туралы нәтиже алды. Алдыңғы жұмыста сияқты авторлар импульстік жауаптар ала отырып векторлық авторегрессия, Грейнджер тесті негізінде бағалауды пайдаланды (Toruz, 2017).

Аксау (2011) өз жұмысында бес Еуропа елінің деректерін пайдалана отырып, ΘBI мен TBI арасындағы себеп-салдарлық байланысты зерделеді. 1995-2007 жылдар аралығындағы кезеңде Тода-Ямамото әдісі бойынша Грейнджердің коинтеграциясы мен себептілігіне жүргізілген тесттер Франция мен Финляндиядағы тұтынушылық бағаларға өндірушілер бағасының әсерін,

Германияда екіжақты өзара байланыстың болуын және Швеция мен Нидерландыда маңызды байланыстың жоқтығын көрсетті.

Малайзиядағы ӨБИ мен ТБИ арасындағы біржақты байланыс нәтижелері Ghazali (2008) жұмысында да алынды. Алдыңғы зерттеулердегідей, жұмыста стандартты Грейнджер себептілік тесті де, Тода мен Ямамото ұсынған Вальдтың модификацияланған тесті де қолданылады.

Кейбір жағдайларда авторлар уақыт қатарын жеке кезеңдерге бөлді. Мәселен, Seulan (2020) жұмысында АҚШ-тағы көрсеткіштер арасындағы өзара байланыс екі кезеңде: 1947-1982 жылдары және 1983-2019 жылдары зерттелді. Көрсеткіштер арасында коинтеграцияның болуы авторға қателерді түзетудің векторлық моделін құруға мүмкіндік берді. Нәтижесінде, әсіресе екінші кезеңде ТБИ мен ӨБИ арасындағы ұзақ мерзімді біржақты себеп-салдарлық байланыс анықталды. Сұраныс инфляциясының әсері фирмалар бағаны күтілетін тұтынушылық инфляция негізінде бейімдеп, жалақыны түзетінімен және үстеме бағаны анықтайтындығымен түсіндіріледі. Дәл осындай нәтижелер (сұраныс инфляциясы) Ülke (2013) жұмысында алынды, онда қателіктерді түзетудің векторлық моделі және Грейнджердің себептілік тесті негізінде Түркиядағы ӨБИ мен ТБИ арасындағы өзара байланыс зерделенді. Зерттеу нәтижелері ТБИ ұзақ мерзімді кезеңде өндірушілер бағасы өзгеруінің себебі болатынын көрсетті. Қысқа мерзімді кезеңде индикаторлар арасында өзара байланыс анықталған жоқ.

Мексика Банкінің экономистері Sidaoui, Capistrán, Chiquiar, Ramos-Francia (2009) Мексикадағы ӨБИ мен ТБИ арасындағы өзара байланысты қателіктерді түзетудің векторлық моделін қолдана отырып, таңдамалы және іріктеуден тыс Грейнджер себептілік тесті негізінде зерттеді. Алдыңғы жұмыстан айырмашылығы, олар Грейнджер бойынша өнеркәсіптік бағалардан тұтынушылық бағаларға біржақты себеп-салдарлық байланыс ұзақ мерзімді перспективада бар, бірақ қысқа мерзімді перспективада олардың арасында байланыс жоқ деген қорытындыға келді.

Yin, Jia (2013) өз жұмысында жеті елде (Канада, Дания, Индонезия, Жапония, Пәкістан, Испания, Уругвай) ӨБИ мен ТБИ арасындағы қателерді түзетудің шекті векторлық моделінде (M-TV ECM) Грейнджердің себептілік тестін қолданды. Екіжақты өзара байланыс, ТБИ-дің ӨБИ-ге біржақты әсері байқалған Испаниядан басқа, барлық елдерде анықталды.

Сонымен бірге, толық іріктеуге негізделген дәстүрлі әдістер шағын таңдаудағы себеп-салдар байланысын елемейді. Сонымен қатар мұндай әдістер көрсеткіштердің арасындағы өзара байланысты бағалау кезінде уақыттың өзгеруін анықтай алмайды. Грейнджердің дәстүрлі себеп-салдарлық байланысқа тесті модель ерекшелігі, лагтар саны және жалған регрессия проблемасына тап болады.

Вейвлет талдау көрсеткіштердің өзара байланысын анықтауға және талдауға бағытталған тағы бір әдіс болып табылады. Бұл әдісті жеке математикалық конструкция ретінде пайдалану идеясы 1980 жылдардың ортасында пайда болды. Вейвлет талдаудың мәні уақыт қатарының спектрлік сипаттамаларын уақыт функциясы ретінде бағалау болып табылады, уақыт

катарының әртүрлі кезендік құрауыштары уақыт өткен сайын қалай өзгертетінін көрсетеді. Толқынды түрлендіру уақыт катарын функцияның ығысқан және масштабталған нұсқаларына бөледі – спектрлік диапазоны шектеулі және уақыт ұзақтығы шектеулі негізгі толқын (Conraria, Azevedo, Soares, 2008).

Себеп-салдарлық байланыстарды бағалаудың классикалық эконометриялық әдістеріне қарағанда вейвлет-талдауда мыналар:

- деректерді уақыт бойынша ұсынуда сияқты жиілік ұсынуда да болжау;
- бір мезгілде көрсеткіштердің серпінін және уақыт бойынша себеп-салдарлық байланыстардың өзгеруін зерттеу;
- коинтеграцияға тесті мен лагтардың санын анықтау ойынша шектеулердің болмауы сияқты артықшылықтары бар. Құрылымдық өзгерістерге байланысты көрсеткіштердің арасындағы өзара байланыс тұрақсыз болуы мүмкін және толық іріктеу негізінде нәтижелер жағымсыз болуы мүмкін (Khalid Khan, 2018).

Бұған қоса, бұл құрал кіріс деректерінің стационарлығын талап етпейді (Roueff and Sachs, 2009).

Қазіргі уақытта вейвлет талдау физикада, геофизикада, астрономияда, эпидемиологияда, сигналдарды өңдеуде, океанографияда кеңінен қолданылады. Өкінішке қарай, өзінің барлық мүмкіндіктеріне қарамастан, бұл әдіс экономикада сирек қолданылады. Көптеген экономистер экономикалық деректер мен олардың өзара байланыстарын зерттеу үшін толқынды талдауды пайдалануды қолданбай, дәстүрлі эконометриялық әдістерге басымдық береді. Сонымен қатар, вейвлет талдау қаржы саласында кеңінен қолданылды (Conraria, Azevedo, Soares, 2008).

Вейвлет талдау өндірушілер мен тұтыну бағаларының өзара байланысын анықтау үшін пайдаланылатын бірінші жұмыс Румыния мысалындағы Tiwari, Mutascu, Andries (2013) жұмысын есептеуге болады. Зерттеу нәтижелері бойынша екі көрсеткіштің да көп уақыт бойы бір фазада тұрғаны (қозғалыс траекториясының, сондай-ақ оқшауланған максимумдар мен минимумдардың сәйкес келуі) байқалады. Бір уақыт кезеңінде ТБИ-дің АЦҚ-ға, басқа кезеңдерде өндірушілер бағасының тұтынушылық бағаларға тәуелділігі байқалады (сұраныс инфляциясы). Бұл ретте, жекелеген уақыт кезеңдерінде жалпы факторлардың әсерінен екі көрсеткіштің синхронды қозғалысы бір көрсеткіштің екіншісіне тәуелділігінің жоқтығын көрсетеді. Бұдан басқа, авторлар тұтыну бағалары мен өндірушілер бағалары индексінің өзара байланысы ішкі факторлардан басқа сыртқы конъюнктураға да байланысты екенін көрсетеді.

Зерттеушілер Вейвлет-талдау арқылы Чехиядағы өндірушілер бағасы мен тұтыну бағасының индексі арасындағы өзара байланысты анықтайтын басқа жұмыс Khan, Su, Тао және Chu (2018) жұмысы болып табылады. Румыниядағы жағдайдағыдай зерттеу нәтижелері АЦҚ мен ТБИ байланыстарының әртүрлі бағыттылығын, сондай-ақ белгілі бір кезеңде себеп-салдарлық байланыстардың жоқтығын көрсетеді. Бұл ретте екі көрсеткіш тәуелділігі қысқа мерзімді болып табылады.

Бұдан басқа, авторлар инфляция мен өндірушілер бағасының арасындағы себеп-салдарлық байланыстағы айырбастау бағамының рөлін қарастырады. Айырбастау бағамын қосу екі көрсеткіштің бір-біріне өзара әсерін күшейтеді және осы ықпалдың уақыт аралығын кеңейтеді. Бағалау нәтижелерін салыстыру тұтыну бағалары мен өндірушілер бағалары арасындағы себеп-салдарлық байланыс сыртқы факторларға неғұрлым байланысты екенін көрсетеді.

Өндірушілер бағасы мен тұтыну бағасы арасындағы екі жақты тәуелділік Мексикада да байқалады (Tiwari, Suresh, Arouri, Teulon, 2014). Екі көрсеткіштің бірінің озық әсері байқалатын уақыт кезеңіне байланысты Румыния мен Чехиядан айырмашылығы, Мексикада бұл тәуелділік уақыт аралығына байланысты. Мәселен, қысқа мерзімді келешекте (1-7 ай) өндірушілер бағасының тұтыну бағаларына тәуелділігі байқалады, ал орта мерзімді кезеңде (8-32 ай) керісінше, тұтыну инфляциясы өндірушілердің инфляциясына байланысты. Сонымен қатар, екі көрсеткіштің осындай себеп-салдарлық байланысы Мексиканың орталық банкі үшін инфляциялық таргеттеу саясатын жүзеге асыруға үлкен мүмкіндік беретіні атап өтілді.

Қазақстанда өндірушілер бағасы мен тұтынушылар бағасы арасындағы өзара байланыс бойынша ұқсас зерттеулер табылмады, осыған байланысты осы жұмыста түрлі тәсілдер қарастырылды.

3. Пайдаланылатын деректер және әдіснама

Пайдаланылатын деректер

Жұмыста 2011-2021 жылдар кезеңіндегі өнеркәсіптік өнім өндірушілердің индекстері және тұтыну бағаларының индекстері бойынша ай сайынғы деректер, сондай-ақ СЖиРА ҰСБ⁴ «Талдау» ақпараттық-талдамалық платформасында жарияланған олардың құрауыштары пайдаланылды.

Компоненттер бойынша деректер азық-түлік өнімдерін өндірушілер бағасының индекстерін және, тиісінше, азық-түлік тұтыну инфляциясының көрсеткіштерін, сондай-ақ өндірушілер бағасының жалпы индексінің баламасы ретінде өңдеуші өнеркәсіптегі өндірушілер индексін, тұтыну тауарларын өндірушілер бағаларының индекстерін қамтиды. Соңғысы негізінен азық-түлік өнімдері, ЖЖМ сияқты тауарларды қамтиды, яғни экспортқа бағдарланған шикізат тауарларын қамтымайды.

Классикалық эконометриялық әдістерге арналған деректер базистік индекстер (2010 = 100) ретінде маусымдық тазартумен (Census-12) берілген және логарифмделген. Вейвлет талдауды пайдалану кезінде алдын ала өңдеусіз бастапқы деректер алынды.

⁴ Қазақстан Республикасының Стратегиялық жоспарлау және реформалар агенттігінің Ұлттық статистика бюросы

VAR/ себептіліктің тесттері

Бұл жұмыста өндірушілер мен тұтынушылар бағалары арасындағы өзара байланысты зерттеу үшін бірінші әдіс ретінде векторлық авторегрессиялық модельдің (VAR) модельдері пайдаланылады. Деректерді талдау үшін – Грейнджердің себеп-салдарлық байланысына тест қолданылады.

Векторлық авторегрессия модельдері көрсеткіштердің ағымдағы және өткен мәндері арасындағы өзара тәуелділікті талдау кезінде кеңінен пайдаланылады. Мұндай модельдерде көрсеткіштердегі өзгерістерді талдауда пайдаланылатын көрсеткіштердің және басқа көрсеткіштердің өзінің лагирленген мәндерінің бір мезгілдік теңдеулер жүйесімен түсіндіріледі. n уақыт қатарларының жиынтығы үшін базалық модель мынадай ұсынылған:

$$X_t = C + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

мұнда $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})$ уақыт қатарының векторы, $C = (C_1, C_2, \dots, C_n)$ – тұрақты мүшелердің векторы, $A_i = (A_{i1}, A_{i2}, \dots, A_{in})$ – коэффициенттер матрицасы, p – модельдегі лаг тәртібі және $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt})$ – кездейсоқ қателердің векторы (кездейсоқ қате).

Деректердің тұрақтылығын тексеру VAR модельдері негізінде уақыт қатарларын талдаудың алғашқы кезеңдерінің бірі болып табылады. Уақыт қатарлардың деректері жеке түбірді қамтуы немесе қамтымауы мүмкін. Егер көрсеткіштердің орташа мәні мен дисперсиясы уақыт өте келе өзгереді болса, бұл көрсеткіштің тұрақты емес екенін айтуға болады, яғни ол бір түбірді қамтиды. Бұл жұмыста тұрақтылықты тексеру Дикки Фуллердің (ADF) кеңейтілген тестін пайдалана отырып жүргізіледі.

Себептілікті тексеру көрсеткіштердің интеграциясы тәртібіне байланысты жүргізілуі мүмкін. Егер көрсеткіштер I (1) бірінші айырма кезінде интеграцияланған және коинтеграцияланған болса, онда теңдеу бірінші айырмадағы көрсеткіштерге құрылады және қателерді түзету тетігін қамтиды. Коинтеграцияны анықтау үшін ең аз квадраттар әдісінің көмегімен бағаланған коинтеграциялық теңдеуге негізделген Энгл-Грейнджер тесті қолданылады.

Грейнджер (1969) әзірлеген және регрессиялық процеске негізделген Грейнджердің себептілік өлшеміне сәйкес, егер Y_t көрсеткішінің мәндері X_t көрсеткішінің мәндерімен түсіндірілуі мүмкін болса, X_t Грейнджердің Y_t себептілігін туындатады. Грейнджер қарапайым себеп байланысын келесі модель ретінде анықтады:

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^n b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^p c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^q d_j Y_{t-j} + \eta_t \quad (3)$$

m , n , p және q параметрлері Акаике, Шварц немесе Ханна-Куин (AIC, SC және HQ) бір немесе бірнеше өлшемшарттарына сәйкес анықталатын лагтың

оңтайлы ұзындығын білдіреді. Егер b_j мәндері нөлден едәуір өзгеше болса, Y_t X_t үшін Грэйнджер-себебі болып табылады. Сәйкесінше, егер c_j мәндері нөлден едәуір өзгеше болса, онда X_t - Грэйнджер Y_t үшін себеп болады. Егер осы екі жағдай да орын алса, онда екі бағытты байланыс болады.

Грейнджердің тәсіліне қосымша нәтижелердің сенімділігін бағалау үшін Грейнджердің себептілік тестінің түрлендірілген нұсқасы пайдаланылады.

Модификацияланған Вальд тесті себептілікті зерттеу үшін Toda және Yamoto (1995) ұсынды. Бұл рәсім тұрақты емес уақыт қатарларындағы себептілік тестілерін орындау кезінде жол берілмейтін асимптотикалық шекті мәндер проблемасын еңсеру мақсатында ұсынылды.

Грэйнджердің себептілікке арналған дәстүрлі тестіне қарағанда Тода-Ямамото тәсілі көрсеткіштердің бірінші айырмасында емес, деңгейлердегі векторлық авторегрессияда қолданылады.

Тода-Ямамото тәсілін пайдаланудың артықшылығы, векторлық авторегрессия моделі шеңберінде Грейнджердің себеп-салдарлық байланысын тексеру үшін, интеграцияның ең жоғары тәртібі модельдегі оңтайлы лагтан аспайтын жағдайда, көрсеткіштердің көрсеткіштерді тұрақтылық пен коинтеграцияға алдын ала тексеру қажеттілігі болмайды.

Сонымен қатар, Тода-Ямамото рәсімі уақыт қатарларын талдау кезінде жалғыз түбірді және коинтеграцияны дәстүрлі алдын ала тексеруді алмастырмайды. Олар бір-бірін толықтыратын болып есептеледі.

Тода-Ямамото тәсілі векторлық авторегрессияның кеңейтілген моделін $(k + d_{\max})$ бағалауды қамтиды, мұнда k – бұл бастапқы модельдегі лагтың оңтайлы шамасы, ал $d_{\max}$ – көрсеткіштерді интеграциялаудың ең жоғары тәртібі.

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+d} \alpha_{1i} X_t + \sum_{j=1}^{k+d} \alpha_{2j} Y_{t-j} + u_t \quad (4)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k+d} \beta_{1i} Y_t + \sum_{j=1}^{k+d} \beta_{2j} X_{t-j} + v_t \quad (5)$$

Тода-Ямамото тәсілінде бастапқы модельдің параметрлеріне нөлдік шектеулерді анықтау үшін түрлендірілген Вальд тесті (MWald) пайдаланылады. Кешеуілдеген $d_{\max}$ векторларының коэффициенттері модельде еленбейді. Егер бастапқы деректер стационарлы болса, онда бұл тәсіл Грэйнджердің стандартты тестіне баламалы болады.

Вейвлет талдау

Вейвлет – бұл жиілік бойынша да, уақыт бойынша да оқшауланған нөлдік орташа мәні бар функция. Вейвлетті уақыт (Δt) және жиілік ($\Delta \omega$ – өткізу қабілеті) бойынша қаншалықты оқшауланғанына қарай сипаттауға болады. Гейзенберг белгісіздігі принципінің классикалық нұсқасы уақыт пен

жиіліктегі оқшаулау арасында әрқашан ымыраға келуге негізделген. Осыған байланысты Δt мен $\Delta\omega$ тиісті түрде анықталуы қажет. Вейвлет Морле уақыт пен жиілікті оқшаулау арасындағы теңгерімді қамтамасыз етеді, сондықтан мерзімді сигналдарды жақсы сәйкестендіруге және бөлуге мүмкіндік береді.

Морле кешенді вейвлет ретінде амплитуда туралы да, сондай-ақ әр түрлі уақыт қатарлары арасындағы синхронизмді зерттеу үшін маңызды фаза туралы да ақпараттың күрделі түрлендірілуін береді. Өзінің жеңілдетілген нұсқасында Морле вейвлеті былай айқындалады:

$$\psi_0(\eta) = \pi^{-1/4} e^{i\omega_0\eta} e^{-1/2\eta^2} \quad (6)$$

мұнда ω_0 – өлшеусіз жиілік, ал η - өлшеусіз уақыт.

Үздіксіз вейвлет-түрлендіру идеясы (CWT) вейвлетті уақытша қатарларға жолақты (Band-pass) сүзгі ретінде қолдану болып табылады. Вейвлет уақыт бойынша созылып, өз масштабын (s) $\eta = s \cdot t$ және оны қалыпқа келтіретіндей етіп өзгертеді. Морле вейвлеті үшін Фурье кезеңі (λ_{wt}) масштабқа тең.

Біркелкі δt уақыт қадамымен уақыт қатарының үздіксіз вейвлет-түрлендіруі ($x_n, n = 1, \dots, N$) масштабталған және қалыпқа келтірілген толқынмен x_n тұқыртпа ретінде анықталады.

$$W_n^X(s) = \sqrt{\frac{\delta t}{s}} \sum_{n'=1}^N x_{n'} \psi_0 \left[(n' - n) \frac{\delta t}{s} \right] \quad (7)$$

Вейвлеттің қуаты $|W_n^X(s)|^2$ ретінде анықталады. Кешенді аргументін $W_n^X(s)$ жергілікті фаза ретінде түсіндіруге болады.

Үздіксіз вейвлет-түрлендірудің шектік артефактілері бар, себебі вейвлет уақыт бойынша толық оқшауланбаған. Сондықтан шектік әсерлер еленбейтін ықпал ету конусын (COI) енгізу пайдалы. COI шекарадағы үзілістен туындаған вейвлеттің қуаты шекарадағы e^{-2} мәніне дейін төмендеген мәні ретінде қабылданады.

Сигнал вейвлет қуатының статистикалық маңыздылығын P_k қуатының берілген фондық спектрмен стационарлық процесспен өндіріледі деген нөлдік гипотезаға қатысты бағалауға болады.

Вейвлет-түрлендіруді вейвлет масштабы сүзгінің (λ_{wt}) сипатты кезеңімен сызықтық байланысты уақыт қатарларына қолданылатын band-pass сүзгілер сериясының реттілігі ретінде қарастыруға болады. Демек, P_k қуат спектрі бар стационарлық процесс үшін осы масштабтағы вейвлет дисперсиясы Фурье тұқыртпа теоремасы бойынша тиісті диапозондағы дисперсия болып табылады. Егер P_k жеткілікті дәрежеде тегіс болса, онда біз $k^{-1} = \lambda_{wt}$ түрлендіруді пайдалана отырып, берілген P_k масштабта дисперсияны аппроксимациялай аламыз. Өз жұмысында Gilbert және Compro (1998) Монте-Карло әдістерін қолданып, бұл жақындаудың AR1 спектрі үшін жақсы нәтижелер беретінін көрсетті. Содан кейін олар берілген қуат спектрі бар процесс (P_k) үшін толқын қуатының p -ден үлкен болуы ықтималдығын есептеді

$$D\left(\frac{|W_n^X(s)|^2}{\sigma_x^2} < p\right) = \frac{1}{2} P_k \chi_v^2(p) \quad (8)$$

мұнда v 1 жарамды және 2 күрделі вейвлеттер үшін тең.

Екі уақыт қатарының өзара вейвлет-түрлендіруі (XWT) $W^{XY} = W^X W^{Y*}$ ретінде анықталады, мұнда $*$ кешенді жанасуды білдіреді. Бұдан әрі тоғысқан вейвлеттің қуаты $|W^{XY}|$ ретінде анықталады. Кешенді аргумент $\arg(W^{xy})$ жиілік-уақыт кеңістігіндегі x_n және y_n арасындағы жергілікті салыстырмалы фаза ретінде түсіндіріледі. P_k^X және P_k^Y фондық қуатының спектрлері бар екі уақыт қатарының тоғысқан вейвлеті қуатының теориялық бөлінуі Torrence және Compo (1998) ретінде ұсынылған.

$$D\left(\frac{|W_n^X(s)W_n^{Y*}(s)|}{\sigma_X \sigma_Y} < p\right) = \frac{Z_v(p)}{v} \sqrt{P_k^X P_k^Y} \quad (9)$$

мұндағы $Z_v(p)$ – p ықтималдығына байланысты шынайылық деңгейі.

Кросс-вейвлеттің қуаты жалпы қуаты жоғары аймақтарды анықтайды. Басқа пайдалы шара жиілік-уақыт кеңістігіндегі тоғысқан вейвлет-түрлендірудің қаншалықты когерентті екендігі болып табылады. Torrence және Webster (1999) бойынша екі уақыт қатарының вейвлет-когеренттілігі былай анықталады:

$$R_n^2(s) = \frac{|S(s^{-1}W_n^{XY}(s))|^2}{S(s^{-1}|W_n^X(s)|^2) * S(s^{-1}|W_n^Y(s)|^2)} \quad (10)$$

мұндағы S – тегістеу операторы. Бұл өрнек дәстүрлі корреляция коэффициентін анықтауға ұқсас және вейвлеттің когеренттілігі туралы жиілік-уақыт кеңістігіндегі жергілікті корреляция коэффициенті ретінде айтуға болады. S тегістеу операторы мынадай өрнекпен анықталады.

$$S(W) = S_{scale}(S_{time}(W_n(S))) \quad (11)$$

мұнда S_{scale} вейвлет масштабының осі бойымен тегістеуді, ал S_{time} – уақыт бойынша тегістеуді білдіреді. Тегістеу операторын пайдаланылатын вейвлет сияқты паттерн болатындай етіп жобалау қажет. Морле вейвлеті үшін лайықты тегістеу операторы Torrence және Webster (1999) жұмысында анықталған:

$$S_{time}(W)|_s = \left(W_n(s) * c_1^{\frac{-t^2}{2s^2}} \right)|_s, \quad S_{time}(W)|_s = (W_n(s) * c_2 \Pi(0,6s))|_n \quad (12)$$

мұндағы c_1 мен c_2 – қалыпқа келтіру тұрақтары, ал Π - тікбұрыштың функциясы. 0,6 коэффициенті Морле вейвлеті (Torrens and Compo, 1999) үшін эмпирикалық анықталған ауқымды декорреляция ұзындығын білдіреді (Torrens and Compo, 1999). Іс жүзінде екеуі де дискретті түрде орындалады, сондықтан нормалау коэффициенттері санмен анықталады.

Вейвлеттің когеренттілігінің статистикалық маңыздылық деңгейі Монте-Карло әдістерімен бағаланады. Деректердің кіріс жиынтығы сияқты AR1 коэффициенттері бар суррогат деректер жиынтығы жұптарының үлкен ансамблі құрылады. Әрбір жұп үшін вейвлеттің когеренттілігі есептеледі. Содан кейін ықпал конусынан тыс мәндерді ғана пайдалана отырып, әрбір

шкала үшін маңыздылық деңгейі бағаланады. Эмпирикалық тексеру көрсеткендей, AR1 коэффициенттері маңыздылық деңгейіне әлсіз әсер етеді. Бұл ретте тегістеу операторының ерекшелігінің маңызы зор. Монте-Карло әдісімен маңыздылық деңгейін бағалау үшін 1000 жұп суррогат деректер жиынтығы қажет. Октаваға шаққандағы шкалалар саны есептеу уақытын (Grinsted, Moore, Jevrejeva, 2014) азайта отырып, шкаланы тегістеу операторының тікбұрышты пішінін белгілеу үшін жеткілікті түрде көп болуы тиіс.

4. Нәтижелерді талқылау

Барлық пайдаланылатын деректер деңгейлердегі бірлік түбірі туралы нөлдік болжамды жоққа шығаруға болмайтынын көрсетеді. 1-кестенің деректеріне сәйкес барлық қатарлар бірінші айырмашылық кезінде стационарлық болып табылады.

1-кесте. Дики-Фуллердің кеңейтілген тестінің нәтижелері *
базистік қатар үшін (2010 = 100)

Көрсеткіш атауы	ADF test: level		ADF test: 1-st diff	
	t-stat	prob.	t-stat	prob.
lcpi	-2.513063	0.3215	-4.544349	0.0019***
lfood_cpi	-2.865119	0.1776	-3.774644	0.0213**
lppi	-1.987939	0.6021	-6.603878	0.0000***
lppi_man	-2.576622	0.2917	-5.116436	0.0002***
lppi_consumer	-2.357645	0.3999	-5.391952	0.0001***
lfood_ppi	-1.585569	0.7933	-5.685921	0.0000***

*Ескертпе: H0 - деректер стационарлық емес немесе бірлік түбірі бар, Ақайке ақпараттық өлшемшартына негізделген, тиісінше ***, **, * – 1%, 5%, 10% маңыздылық деңгейі*

Дереккөзі: авторлардың есептеулері

Көрсеткіштердің бірінші айырмашылық кезінде интеграцияланғанын және I (1) болып табылатынын ескере отырып, көрсеткіштердің арасындағы коинтеграция туралы гипотеза көрсеткіштер арасындағы ұзақ мерзімді өзара байланысты анықтау үшін Энгла-Грэйнджер тестінің көмегімен тексеріледі. Коинтеграция тестілерінің статистикасы 2-кестеде көрсетілген. Коинтеграцияның жоқтығы туралы нөлдік гипотезаны жоққа шығаруға болмайды, бұл ұзақ мерзімді өзара байланыстың жоқтығын көрсетеді.

2-кесте. Энгла-Грэйнджердің коинтеграция тесті

Көрсеткіш (лаг)	tau-stat	Prob.
lcpi	-1.925752	0.5682
lppi	-2.038884	0.5099
lcpi	-1.748755	0.6559
lppi_man	-1.386185	0.8043
lcpi	-1.125790	0.8764

lppi_consumer	-1.002424	0.9014
lfood_cpi	-2.350242	0.3529
lfood_ppi	-2.068188	0.4947

Ескертпе: Н0 - деректер коинтеграцияланбаған, константасы бар модель
Дереккөзі: авторлардың есептеулері, ҚР СЖРА ҰСБ бастапқы деректер

Осыған байланысты Грэйнджердің себептілік тест бірінші айырмашылығы бар деректердегі авторегрессияның векторлық модельдері шеңберінде анықталатын болады.

Векторлық авторегрессия модельдеріндегі лагты анықтау маңызды кезең болып табылады, себебі үлкен не кіші лаг модельдің дұрыс емес ерекше нұсқамасына әкеледі. VAR модельдерінің көпшілігі симметриялық лагтарды пайдалана отырып бағаланады, яғни модельдің барлық теңдеулерінде барлық көрсеткіштер үшін бірдей лаг ұзындығы пайдаланылады. Лаг ұзындығы көбінесе AIC немесе SIC сияқты айқын статистикалық өлшемшарттарды пайдалана отырып таңдалады. 3-кестеде Акаике және Шварц ақпараттық өлшемшарттарды пайдаланған нәтижелер келтірілген. Есептеу үшін оңтайлы лаг ТБИ мен ОБИ жалпы индекстерін пайдалана отырып модельдерге негізделген және 1-ге тең, Акаике өлшемшартына сәйкес азық-түлікке өнеркәсіптік және тұтынушылық бағаларды пайдалана отырып, ең жоғары лаг 8-ге тең.

3-кесте. Оңтайлы лаг

Лаг	Акаике (AIC) және Шварц (SC) ақпараттық өлшемшарттары негізінде							
	dlcpi		dlcpi		dlcpi		dlfood_cpi	
	dlppi		dlppi_manuf		dlppi_consumer		dlfood_ppi	
	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
0	-11.99402	-11.94829	-13.98438	-13.93865	-15.23388	-15.18815	-11.16386	-11.11765
1	-12.56274*	-	-	-	-	-	-	-
		12.42556*	-14.52029	-14.38311*	-15.68648	-15.54930*	-11.98175	11.84311*
2	-12.54283	-12.31420	-14.58340*	-14.35477	-15.71392	-15.48529	-11.92446	-11.69341
3	-12.52538	-12.20529	-14.57609	-14.25601	-15.78097*	-15.46088	-11.88455	-11.56107
4	-12.49223	-12.08069	-14.58143	-14.16989	-15.74973	-15.33819	-11.87489	-11.45899
5	-12.47808	-11.97509	-14.53261	-14.02962	-15.72106	-15.21806	-11.91211	-11.40378
6	-12.42611	-11.83166	-14.50955	-13.91511	-15.67465	-15.08021	-11.91640	-11.31565
7	-12.36479	-11.67890	-14.47956	-13.79367	-15.65638	-14.97048	-11.88368	-11.19050
8	-12.41358	-11.63622	-14.42919	-13.65183	-15.61031	-14.83296	-12.00595*	-11.22036

Дереккөзі: авторлардың есептеулері

Грэйнджер себептілікті тестілеу нәтижелері келтірілген 4-кестеге сәйкес жалпы ОБИ мен ТБИ арасында байланыс жоқ, яғни бұл индикаторларды бір-бірін болжау үшін пайдалануға болмайды. Біржақты байланыс өңдеуші өнеркәсіптегі өндірушілер бағасынан тұтыну бағасына қарай байқалады, бұл ретте тұтыну тауарларын өндірушілердің неғұрлым тар индексі кері байланыстың әсеріне ұшырағыш және тұтыну бағасына тәуелді. Ақыр соңында, азық-түлік өндірушілердің бағасы Қазақстандағы азық-түлік бағасының динамикасы үшін озық индикатор болып табылады (маңыздылығы 5% деңгейінде). Индикаторлардың ешбір тобында екіжақты өзара байланыс табылған жоқ.

4-кесте. Грэйнджер себептілікті тестілеу нәтижелері

Тәуелді көрсеткіш	Тәуелсіз көрсеткіш	Лаг	Chi-sq	Prob.	Себептілік бағыты
dlcpi	dlppi	1	0.401479	0.5263	-----
dlppi	dlcpi		0.185002	0.6671	
dlcpi	dlppi_manuf	2	28.52456	0.0000	ppi_manuf → cpi
dlppi_manuf	dlcpi		2.602610	0.2722	
dlcpi	dlppi_consumer	3	1.589098	0.6619	cpi →
dlppi_consumer	dlcpi		19.01502	0.0003	ppi_consumer
dlfood_cpi	dlfood_ppi	8	14.28621	0.0746	food_ppi →
dlfood_ppi	dlfood_cpi		6.453678	0.5966	food_cpi

Дереккөзі: авторлардың есептеулері

Өндірушілердің жалпы индексі мен тұтыну бағалары арасындағы байланыстың болмауы қазақстандық өндірушілер өнімінің едәуір бөлігі тау-кен өндіру өнеркәсібіне жататынына және тұтыну қоржынына енгізілген тауарларды көрсетпейтініне байланысты болуы мүмкін.

Азық-түлік өнімдерін өндірушілердің азық-түлік инфляциясына әсері азық-түлік өнімдерінің көпшілігі Қазақстанда өндірілуіне байланысты, ішкі қамтамасыз етілу орта есеппен шамамен 80%-ды құрайды.

Сонымен қатар, тұтыну тауарларын (азық-түлік өнімдерін де қамтитын) өндірушілердің бағасына тұтыну инфляциясының әсері индекске кіретін басқа тауарлар да сұраныстың әсеріне ұшырағыштығын көрсетуі мүмкін. Алайда, қалған тауарлар негізінен бағасы талданатын кезеңнің басым бөлігінде реттелген, сондай-ақ әлемдік нарықтардағы баға белгілеуге аз тәуелді болған энергия тасымалдаушылар санатына (ЖЖМ, көмір, газ, электр қуаты) жатады. Осыған байланысты, мұндай әсер барлық тауарлар мен қызметтерге сұраныстың жалпы өсуімен түсіндірілуі мүмкін, ол түпкілікті сатушылардың бағасының өсуімен қоса жүреді. Өз кезегінде бұл алдағы уақытта ішкі тұтыну тауарларын өндірушілердің бағасының көтерілуіне әсер етеді.

Сонымен қатар, бастапқы уақытша қатарларда орындалған Тода-Ямамото тәсілі тек өңдеуші өнеркәсіптегі өндірушілер бағасы мен тұтынушылық бағалар арасындағы біржақты өзара байланысты анықтады (5-кесте).

5-кесте. Грэйнджер себептілікті тестілеу нәтижелері (Тода-Ямамото)

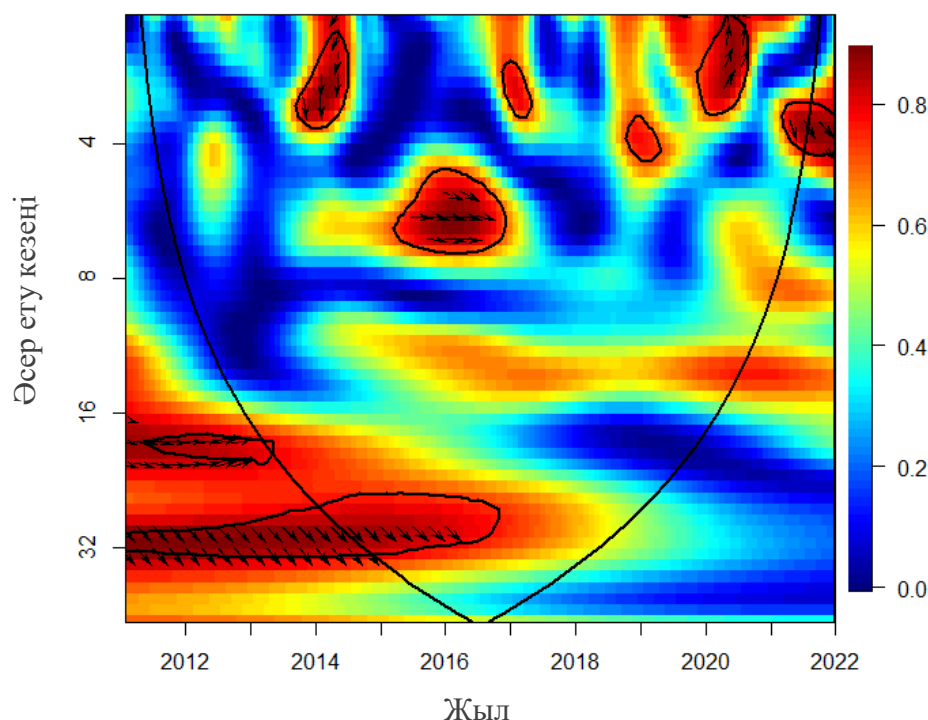
Тәуелді көрсеткіш	Тәуелсіз көрсеткіш	Лаг	VAR Уровень (k+dmax)	Chi-sq	Prob.	Себептілік бағыты
lppi	lppi	1	2	0.337240	0.9309	-----
lppi	lppi			0.007516	0.6671	
lppi	lppi_manuf	2	3	28.52456	0.0000	ppi_manuf → cpi
lppi_manuf	lppi			2.357928	0.3076	
lppi	lppi_consumer	3	4	3.023450	0.3880	-----
lppi_consumer	lppi			4.903698	0.1790	
lfood_cpi	lfood_ppi	8	9	12.94110	0.1139	-----
lfood_ppi	lfood_cpi			6.842318	0.5537	

Ескертпе: $d(\max) = 1$, себебі ықпалдасу тәртібі 1-ге тең. Ақаиқе критерийі негізінде лагты таңдау.

Дереккөзі: ҚР СЖРА ҰСБ деректері, авторлардың есептеулері

2-суретте келтірілген өндірушілер бағасы мен тұтыну бағалары арасындағы талдау вейвлеттерінің нәтижелері, Грэйнджер себептілікті тестілеу нәтижелері сияқты, талданатын кезеңде көрсеткіштер арасындағы елеулі өзара байланысты көрсетпеді.

2-сурет. ОБИ және ТБИ арасындағы талдау вейвлеттерінің нәтижелері

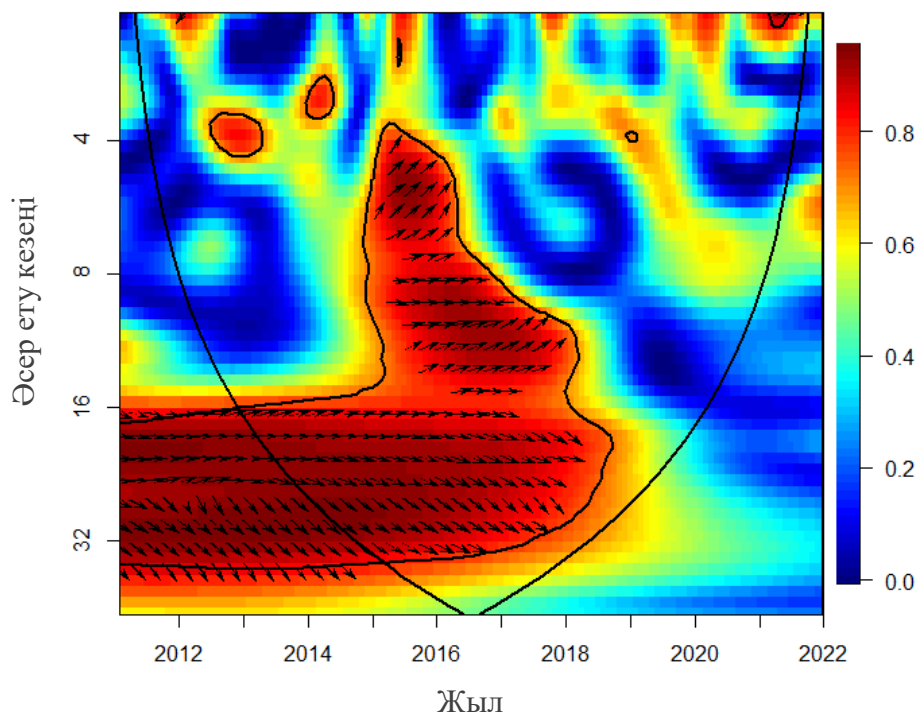


Ескертпе: Қара контур Монте-Карло әдісімен фазалық рандомизацияланған суррогат қатарының көмегімен модельдеу негізінде бағаланатын қызыл шуга қатысты маңыздылық деңгейін 5% көрсетеді. Көк түс төмен когеренттілікті көрсетеді, ал қызыл түс жоғары когеренттілікті білдіреді. Бағыттамалардың бағыты фазалардың айырмашылығын көрсетеді, проциклдік бағыт – оң жақ бағыттама, ациклдік бағыт – сол жақ бағыттама. Проциклдік бағыт кезінде егер бағаттама жоғары (төмен) және оңға бағытталса, ОБИ-ға қатысты озық (артта) болып табылады. Ациклдік бағыт кезінде ТБИ, егер бағыттама төмен (жоғары) және солға бағытталған болса, ТБИ-ға қатысты озық (артта) болып табылады.

Дереккөзі: авторлардың есептеулері

Бұл факті өңдеуші өнеркәсіптен басқа өндірушілер бағасының индексіне түпкілікті тұтыну бағаларына аз тәуелді және көбінесе мұнай бағасына байланысты тау-кен өндіру өнеркәсібі мен карьерлерді игеру қосылуымен байланысты. Бұл ретте, 2021 жылы СЖРА ҰСБ деректеріне сәйкес тау-кен өндіру өнеркәсібі мен карьерлерді игеру үлесіне өндірушілер бағасының барлық индексінің шамамен 54%-ы тиесілі. Осы мәселені шешу үшін біз бұдан әрі өңдеуші өнеркәсіп өндірушілері мен тұтыну бағаларының өзара байланысын қарастырамыз (3-сурет).

3-сурет. Өңдеуші өнеркәсіп ОБИ мен ТБИ арасындағы вейвлет талдау нәтижелері



Ескертпе: Қара контур Монте-Карло әдісімен фазалық рандомизацияланған суррогат қатарының көмегімен модельдеу негізінде бағаланатын қызыл шуға қатысты маңыздылық деңгейін 5% көрсетеді. Көк түс төмен когеренттілікті көрсетеді, ал қызыл түс жоғары когеренттілікті білдіреді. Бағыттама бағыты фазалардың айырмашылығын көрсетеді, проциклдік бағыт – оң жақ бағыттама, ациклдік бағыт – сол жақ бағыттама. Өңдеу өнеркәсібіндегі проциклдік бағыт кезінде егер бағаттама жоғары (төмен) және оңға бағытталса, ОБИ-ға қатысты озық (артта) болып табылады. Өңдеу өнеркәсібіндегі ациклдік бағыт кезінде ТБИ, егер бағыттама төмен (жоғары) және солға бағытталған болса, ТБИ-ға қатысты озық (артта) болып табылады.

Дереккөзі: авторлардың есептеулері

ОБИ мен ТБИ арасындағы өзара байланысты талдау нәтижелерінен айырмашылығы өңдеуші өнеркәсіптің ОБИ мен ТБИ арасындағы вейвлет талдау нәтижелері өзара ықпалдың болуын көрсетеді. Алайда, 2018 жылғы қазаннан бастап екі көрсеткіштің тәуелділігі іс жүзінде тоқтатылады. Бұл факті 2018 жылы ұлттық валютаның құнсыздануына және өндірушілер бағасының тұрақты жоғары мәніне қарамастан инфляцияның баяулап, жыл қорытындысы бойынша 5,3%-ды құрауымен байланысты. Осы уақытта ірі және шағын кәсіпорындардың рентабельділігінің төмендеуі байқалды. Мәселен, 2018 жылғы 1-тоқсанда ірі және орта кәсіпорындардың рентабельділігі 34,7%-ды құрады, ал 2018 жылғы 4-тоқсанда 17,3%-ға дейін төмендеді, шағын кәсіпорындардың рентабельділігі 19,5%-дан 10,4%-ға дейін төмендеді.

Осы кезеңде инфляциялық процестердің баяулауы ішінара кәсіпорындар пайдасының төмендеуіне байланысты болды. Өндірушілердің, жеткізушілердің және реселлерлердің сол сәтте өткен кезеңдерде оның жоғары мәндерінің сақталуы аясында рентабельділіктің төмендеуіне

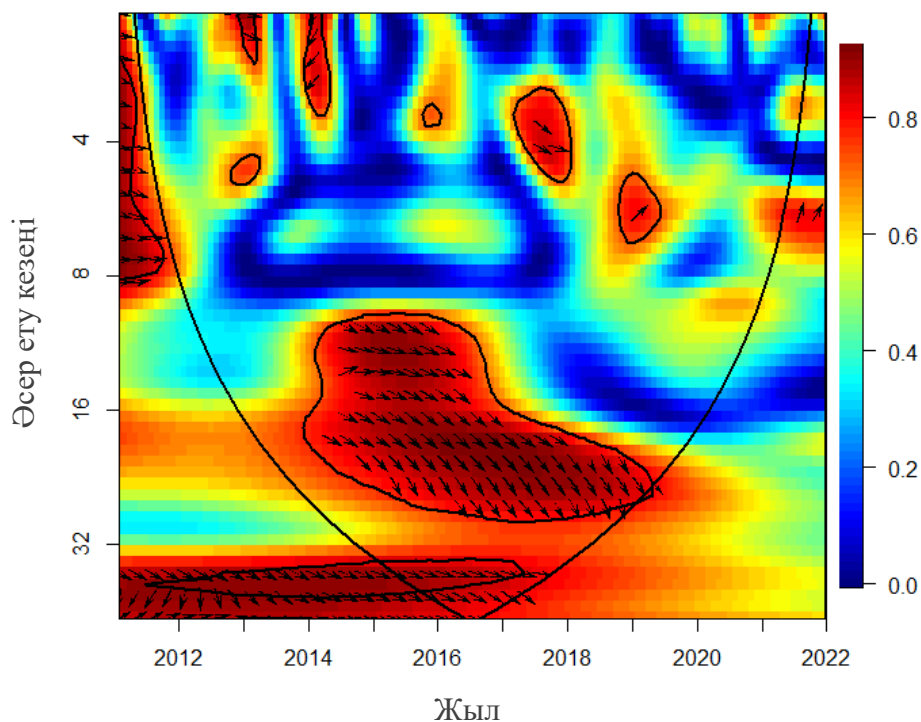
«шыдамдылық танытуға» мүмкіндігі болды. Айырбастау бағамын нығайту сәтінде экономика субъектілері өз тауарлары мен қызметтеріне баға деңгейін сақтау есебінен рентабельділікті ұлғайта алады. Өз кезегінде бағамның құнсыздануы экономиканың жекелеген салаларындағы рентабельділік деңгейіне төмендетілмелі қысым көрсетеді. Бұдан басқа, 2018 жылғы 3-тоқсанда сыртқы сектор тарапынан инфляциялық қысымның төмендеуі байқалды. Мәселен, негізгі сауда әріптестерінің (Ресей, ЕО, Қытай) біріктірілген сыртқы инфляциясы Ресей инфляциясының біршама жеделдеуіне қарамастан бәсеңдеді. Бұл баяулау ең алдымен теңгенің рубльге шаққандағы бағамының жылдық нығаюымен қатар жүрді.

Бұл ретте кейінгі жылдары байланыстың болмауы әртүрлі факторлардың: 2019 жыл – инфляцияның баяулауы оң күтілмеген өзгерістерге жауап ретінде – реттеліп көрсетілетін қызметтерге тарифтердің төмендеуі, 2020 жыл - коронавирус пандемиясы жағдайында төмендеген тұтынушылық сұраныс, 2021 жыл – әлемдік бағалардың өсуі және кейінге қалдырылған тұтынушылық сұраныстың әсерімен түсіндіріледі.

2015 жылғы желтоқсаннан 2016 жылғы мамырға дейінгі кезеңде талданатын көрсеткіштер проциклді және өңдеу өнеркәсібіндегі ОБИ 4-ші айдан 8-ші айға дейінгі аралықта ТБИ үшін озық индикатор болып табылады. Одан әрі ықпал ету кезеңінің ұлғаюымен өңдеуші өнеркәсіптегі өндірушілер бағасының тұтыну инфляциясынан озыңқы сипаты жойылады және екі көрсеткіш бір-біріне әсер етпейді. Бұл ретте екі көрсеткіш те проциклді және олардың ең жоғарғысы мен ең төменгісі сәйкес келеді. Айта кетерлігі, 16-32 айлар аралығында тұтыну бағалары өндірушілер бағасының индексіне озық ықпал етеді, бұл экономикада сұраныс факторларының ықпалымен байланысты инфляциялық аяның бар екендігін көрсетеді. Осы кезеңде тұтыну инфляциясына (жалақыны, коммуналдық төлемдерді және т.б. арттыру) жауап ретінде өндірушілер бағасы қайта құрылуы мүмкін. Осы кезеңдерде (16-32 айлар) сұраныс инфляциясының әсері талданатын барлық кезеңде, дәлірек айтқанда 2011 жылдың басынан бастап 2018 жылдың қазанына дейін байқалады.

Өңдеуші өнеркәсіптегі өндірушілердің бағалары мен тұтынушылар бағалары арасындағы байланыстардың болуына қарамастан, осы зерттеудің авторлары бұл мәселені тереңірек зерттеу мен тұтынушылар тауарларының ОБИ әсерін қарастыру туралы шешім қабылдады. Расында да, өңдеу өнеркәсібі әдеттегі тауарлардан басқа, тұтынушылық инфляцияға кірмейтін тауарлардың кең спектрін қамтиды, олар өндірушілердің бағалары мен тұтынушылық бағалар арасындағы қарым-қатынаста бұрмаланулар тудыруы мүмкін. 4-суретте тұтынушылар тауарларын өндірушілер бағасының және тұтынушы инфляциясының әсері көрсетілген.

4-сурет. Тұтынушылар тауарларының ӨБИ мен ТБИ арасында вейвлет талдау нәтижелері



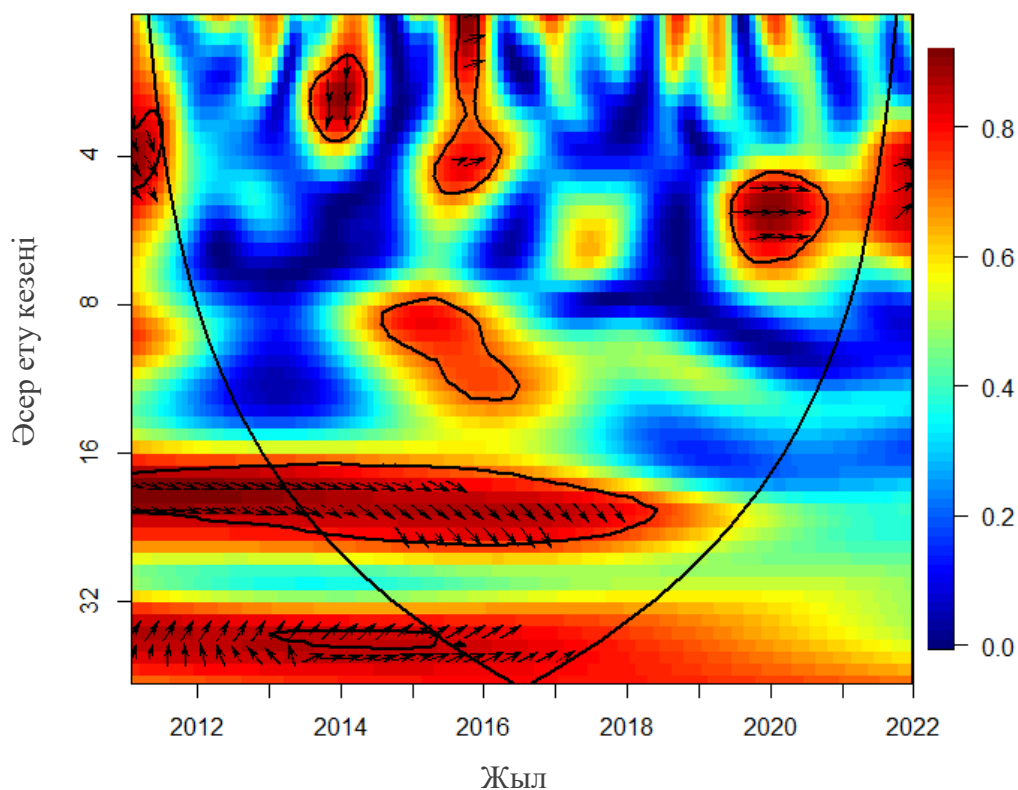
Ескертпе: Қара контур Монте-Карло әдісімен фазалық рандомизацияланған суррогат қатарының көмегімен модельдеу негізінде бағаланатын қызыл шуға қатысты маңыздылық деңгейін 5%-ға көрсетеді. Көк түс төмен когеренттілікті көрсетеді, ал қызыл түс жоғары когеренттілікті білдіреді. Бағыттамалардың бағыты фазалардың айырмашылығын көрсетеді, проциклдік бағыт – оң жаққа бағыттама, ациклдік бағыт – сол жаққа бағыттама. Тұтыну тауарларының ӨБИ проциклдік бағыты кезінде егер бағыттама жоғары (төмен) және оңға бағытталған болса, ТБИ-ге қатысты озық (артта қалушы) болып табылады. Ациклді бағыттау кезінде тұтыну тауарларының ӨБИ егер бағыттама төмен (жоғары) және солға бағытталған болса, ТБИ-ге қатысты озық (артта қалушы) болып табылады.

Дереккөз: авторлардың есептері

Талданатын кезең ішінде екі көрсеткіштің тәуелділігі біртекті емес. Мәселен, 2012 жылғы қарашадан бастап 2013 жылғы ақпанға дейін 2 айға дейінгі кезеңде тұтыну тауарларын өндірушілер бағаларының тұтыну бағаларының динамикасына тәуелділігі байқалады. Бұл ретте 2013 жылдың соңынан бастап 2014 жылғы наурыз аралығында өндірушілер бағасының әсер етуінің алғашқы 4 айында тұтыну бағалары үшін озық индикатор болып табылады. 2017 жылғы наурыздан бастап 2018 жылғы ақпан аралығындағы аралықта, бірақ ұзақ мерзімді кезеңде (3 айдан бастап 5 айға дейін) тағы да өндірушілер бағасының тұтыну бағасына тәуелділігі байқалады. Сонымен қатар, барлық өңдеу өнеркәсібі сияқты, тұтыну тауарларын өндірушілер бағасының индексі ұзақ мерзімді перспективада тұтыну инфляциясының динамикасына тәуелді, мұны тұтыну бағасының жаңа деңгейіне жауап ретінде өндірушілер бағасының қайта құрылуымен де түсіндіруге болады.

Тұтыну инфляциясының⁵ азық-түлікке жатпайтын компонентіндегі импорттың жоғары үлесін ескере отырып, тұтыну тауарларын өндірушілердің бағаларындағы азық-түлікке жатпайтын тауарлардың үлесі аз және индекстің өзі көбінесе азық-түлік өнімдерін өндіруден тұрады деп болжауға болады. Азық-түлік өнімдерін өндірушілер бағасының индексі тұтыну инфляциясының азық-түлік компонентімен неғұрлым жоғары когеренттігін көрсетуі мүмкін.

5-сурет. Азық-түлік өнімдерінің ӨБИ мен азық-түлік өнімдерінің ТБИ арасындағы вейвлет талдау нәтижелері



Ескертпе: Қара контур Монте-Карло әдісімен фазалық рандомизацияланған суррогат қатарының көмегімен модельдеу негізінде бағаланатын қызыл шуға қатысты маңыздылық деңгейін 5%-ға көрсетеді. Көк түс төмен когеренттілікті көрсетеді, ал қызыл түс жоғары когеренттілікті білдіреді. Бағыттамалардың бағыты фазалардың айырмашылығын көрсетеді, проциклдік бағыт – оң жаққа бағыттама, ациклдік бағыт – сол жаққа бағыттама. Тұтыну тауарларының ӨБИ проциклдік бағыты кезінде егер бағыттама жоғары (төмен) және оңға бағытталған болса, ТБИ-ге қатысты озық (артта қалушы) болып табылады. Ациклді бағыттау кезінде тұтыну тауарларының ӨБИ егер бағыттама төмен (жоғары) және солға бағытталған болса, ТБИ-ге қатысты озық (артта қалушы) болып табылады.

Дереккөз: авторлардың есептері

Азық-түлік өнімдерінің ӨБИ және азық-түліктерінің ТБИ өзара әсерін вейвлет талдау нәтижелері күшті байланыстардың жоқтығын көрсетеді (5-сурет). Сонымен қатар Грэнджердің ӨБИ-ге себептілік тестіне сәйкес

⁵ СЖРА ҰСБ-ның алдын ала мәліметі бойынша 2020 жылдың қорытындысы бойынша азық-түлік емес компоненттегі импорттың үлесі 60,3%-ды құрады. 2011-2019 жылдары импорт үлесі орташа есеппен 60,4%-ды құрады.

5%-ға маңыздылық деңгейінде ОБИ үшін себеп болып табылады. Алайда, белгілі бір кезеңдерде көрсеткіштің өзара тәуелділігі әлі де байқалады. 2015 жылғы мамырдан бастап 2016 жылғы сәуір аралығында азық-түлік өнімдерінің ОБИ 1 айдан 6 айға дейінгі әсер ету кезеңінде азық-түлік өнімдерінің ОБИ үшін озық индикаторы болып табылады. Орта мерзімді перспективада (16-24 ай) 2018 жылғы мамырға дейін азық-түлік өндірушілердің бағасы тұтынушылық инфляцияға байланысты.

5. Қорытындылар және әрі қарай зерттеулерге арналған ұсыныстар

Бұл жұмыста өнеркәсіптік өнім өндірушілерінің баға индексі мен тұтыну бағаларының индексі арасындағы өзара байланыс эмпирикалық түрде зерттелді. Инфляциялық процестердің факторлары әртүрлі себептер болуы мүмкін, ал өндірушілердің бағасы экономикадағы жағдай туралы маңызды ақпарат дереккөздерінің бірі болып табылады.

Дәстүрлі тәсілдер мен себептілікке тестілерді қолдану өңдеу өнеркәсібіндегі өндірушілердің, сондай-ақ азық-түлік өнімдерін өндірушілердің баға индекстері тұтынушылық инфляция үшін озыңқы индикаторлар болып табылатынын көрсетті. Барлық байланыстар бір бағытты болып табылады. Сонымен қатар толқындық вейвлет талдауды қолдану екі көрсеткіштің әсері екі жақты және уақыт өте келе өзгеруі мүмкін екенін көрсетті. Қысқа мерзімді перспективада өндірушілердің баға индексі тұтынушылық инфляция үшін озыңқы индикатор болып табылады. Уақыт өте келе орта мерзімді келекшеkte өндірушілердің баға индексі тұтыну бағаларына байланысты болады. Бұл әсер жалпы инфляцияның жеделдеуіне жауап ретінде өндірушілердің бағаларын қайта құрумен түсіндіріледі, бұл өндірушілерді жалақыны көтеруге мәжбүр етеді, ал бағаның жалпы өсуі тауар өндірісінің өзіндік құнының өсуіне әсер етеді.

Әдебиетте осы тақырыпқа арналған көптеген зерттеулер бар. Нәтижелер белгілі бір іріктемеге, әдіснамаға және тәсілдерге байланысты өзгеруі мүмкін. Мәселен, классикалық эконометрикалық әдістер тұтыну азық-түлік бағаларының азық-түлік өндірушілерінің бағаларына қатты тәуелділігін көрсетті, ал вейвлет талдау түпкілікті бағаның азық-түлік өндірушілерінің бағаларына қатты тәуелділігін анықтаған жоқ.

Осы саладағы әрі қарай зерттеулерді әртүрлі сыртқы әсерлердің әсерінен көрсеткіштердің өзара байланысу дәрежесін анықтау үшін айырбас бағамын және басқа көрсеткіштерді қосу арқылы құруға болады.

6. Әдебиеттер тізімі

1. A. Grinsted, J. C. Moore, S. Jevrejeva. Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series. *Nonlinear Processes in Geophysics*. 2014;
2. Aviral Kumar Tiwari, Mihai Mutascu, Alin Marius Andries. Decomposing time-frequency relationship between producer price and consumer price indices in Romania through wavelet analysis. *Economic Modelling*. 2013;
3. Aviral Kumar Tiwari, Suresh K.G., Mohamed Arouri, Frédéric Teulon. Causality between consumer price and producer price: Evidence from Mexico. *Economic Modelling*. 2014;
4. Brian W. Sloboda (University of Maryland Global Campus, Applied Econometric Analysis: Emerging Research and Opportunities;
5. Ceylan, Ö. Dynamics of the Relation Between Producer and Consumer Price Indices: A Comparative Analysis in the U.S. Market. 2020;
6. Christopher Torrence and Gilbert P. Compo. A Practical Guide to Wavelet Analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*. January 1998;
7. Christopher Torrence and Peter J. Webster. Interdecadal Changes in the ENSO–Monsoon System. *Journal of Climate*. August 1999;
8. Debby Anggraeni, T. I. Causality Analysis of Producer Price Index (PPI) and Consumer Price Index (CPI). *Jurnal Ekonomi dan Kebijakan Pembangunan*. 2018;
9. Khalid Khan, Chi-Wei Su, Ran Tao, Chien-Chi Chu. Is there any relationship between producer price index and consumer price index in the Czech Republic? *Economic Research*. 2018;
10. Lu'is Aguiar-Conraria, Nuno Azevedo, Maria Joana Soares. Using wavelets to decompose the time–frequency effects of monetary policy. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. January 2008;
11. Mohd Fahmi Ghazali, O. A. Do Producer Prices Cause Consumer Prices? Some Empirical Evidence. 2008;
12. N. Gregory Mankiw and Mark P. Taylor. Economics, Fifth Edition. *Cengage Learning EMEA*. 2020;
13. R. Mark Rogers. A primer on short-term linkages between key economic data series. *Economic Review, Federal Reserve Bank of Atlanta*. 1998;
14. Roueff F. and r. Von Sachs. Locally stationary long memory estimation. *Université catholique de Louvain*. 2009;
15. Sarwat Jahan. Inflation Targeting: Holding the Line. *IMF Finance & Development*. November 2017;
16. Selcuk Akcay. The Causal Relationship between Producer Price Index and Consumer Price Index: Empirical Evidence from Selected European Countries. *International Journal of Economics and Finance*. November 2011;
17. Sidaoui, Capistrán, Chiquiar, Ramos-Francia. A Note on the Predictive Content of PPI over CPI. *Banco de M'exico Working Papers*. 2009;
18. Toda, H.Y., Yamamoto, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*. 1995;

19. Topuz Y., Y. H. The relation between the producer and consumer price indices: a two country study. 2017;
20. Ülke, V., U. ERGÜN. The Relationship between Consumer Price and Producer Price Indices in Turkey. 2013;
21. William G. Colclough and Mark D. Lange. Empirical evidence of causality from consumer to wholesale prices. *Journal of Econometrics*. 1982;
22. Woo Kai Yin, J. L. Threshold Cointegration and Causality between CPI and PPI in Selected Countries. *Hong Kong Shue Yan University. Working Papers Series*. 2013;

7. Қосымша

А Қосымшасы

Зерттеулердің жиынтық нәтижелері

Авторлары	Жұмыстың атауы	Жылы	Елі	Деректері	Әдіснамасы	Нәтижесі
Елдер тобы						
Selçuk AKÇAY	The Causal Relationship between Producer Price Index and Consumer Price Index: Empirical Evidence from Selected European Countries	2011	Германия, Франция, Нидерланды, Швеция, Финляндия	1995-2007 a/a	VAR (Toda and Yamamoto no-causality test)	CPI ↔ PPI PPI → CPI (Финляндия, Франция)
Woo Kai Yin Jia Lin Xuan	Threshold Cointegration and Causality between CPI and PPI in Selected Countries—Some International Evidence	2013	Канада, Дания, Индонезия, Япония, Пәкістан, Испания, Уругвай	1980-2012 a/a	Momentum threshold autoregressive (M-TAR) model, M-TVECM	CPI↔PPI CPI→PPI (Испания)
Елдік						
Ülke, Volkan, Ergun, Ugur	The Relationship between Consumer Price and Producer Price Indices in Turkey	2013	Түркия	2003-2013 a/a	VECM, Granger causality test	CPI→PPI (ұзақ мерзімді кезеңде) X* (қысқа мерзімді кезеңде)
Debby Anggraen, Tony Irawan	Causality Analysis of Producer Price Index (PPI) and Consumer Price Index (CPI) in Indonesia	2018	Индонезия	2010-2016 a/a	VAR model (Granger causality test)	PPI → CPI Food PPI↔ Food CPI Clothing CPI→PPI of clothing
Khalid Khan, Chi-Wei Su, Ran Tao & Chien-Chi Chu	Is there any relationship between producer price index and consumer price index in the Czech Republic?	2018	Чехия	1999-2016	Expenditure-switching model, Wavelet analysis	CPI ↔ PPI (қысқа мерзімді кезеңде) X* в определенные периоды
Jos'e Sidaoui Carlos Capistr'an Daniel Chiquiar Manuel Ramos-Francia	A Note on the Predictive Content of PPI over CPI Inflation: The Case of Mexico	2009	Мексика	2001-2009	ECM, Granger test	PPI → CPI (ұзақ мерзімді кезеңде)
Ooi Ai Yee, Mohd Fahmi Ghazali	Do Producer Prices Cause Consumer Prices? Some Empirical Evidence	2008	Малайзия	1986-2007	ECM, Granger causality tests and the Toda-Yamamoto causality approach	PPI → CPI
Aviral Kumar	Decomposing time-frequency relationship	2012	Румыния	1981–2009	Wavelet analysis	CPI ↔ PPI (кезеңге)

Tiwari, Mihai Mutascu, Alin Marius Andries	between producer price and consumer price indices in Romania through wavelet analysis					байлансты) X* (белгілі бір кезеңде)
Aviral Kumar Tiwari, Suresh K.G., Mohamed Arouri, Frédéric Teulon	Causality between consumer price and producer price: Evidence from Mexico	2013	Мексика	1981–2009	Wavelet analysis	CPI→PPI (1-7 ай) PPI → CPI (8-32 ай)

X* - байланыс жоқ